

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

École de Gestion

Secteur immobilier et asymétries macroéconomiques

par

Aminata Kane

Thèse présentée à l'École de Gestion

En vue de l'obtention du grade de

Philosophiæ Doctor (Ph.D.)

Économique

2020

© Aminata Kane, 2020

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

École de Gestion

Secteur immobilier et asymétries macroéconomiques

par

Aminata Kane

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Pre. Jie He

Présidente du Jury

Pr. Jean François Rouillard

Directeur de recherche

Pr. Mario Fortin

Membre du jury interne

Pr. Patrick Richard

Membre du jury interne

Pr. Kevin Moran

Membre du jury externe

Thèse acceptée le 16 juillet 2020

## RÉSUMÉ

Cette thèse s'intéresse à l'asymétrie, en particulier, la contribution du secteur immobilier dans l'explication des asymétries macroéconomiques. La littérature s'accorde sur l'apport du secteur dans l'explication des fluctuations économiques, mais sa contribution dans l'analyse des asymétries économiques reste largement inexplorée. La thèse s'inscrit dans cette perspective en identifiant, dans le premier chapitre, le secteur immobilier comme une source de l'asymétrie macroéconomique. Dans un cadre empirique, le chapitre examine, à partir des données américaines sur la période T1-1980 - T4-2016, les réponses de la consommation aux changements de régime des prix des logements - les périodes de hausse et de baisse. Les régimes sont déterminés au moyen des modèles à changements de régime markovien. L'asymétrie est mesurée en contrastant les élasticités de la consommation à ces deux régimes. Les résultats obtenus montrent que la consommation est plus affectée lorsque les prix des logements baissent, en particulier lorsque la consommation est mesurée par les dépenses personnelles en biens non durables.

Le deuxième chapitre de la thèse examine plus spécifiquement la contribution des coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel dans l'explication de l'asymétrie macroéconomique identifiée dans le premier chapitre. L'investissement résidentiel est une forme d'investissement irréversible sujet à d'importants coûts d'ajustement en présence de chocs négatifs. Dans un cadre d'équilibre général avec des agents hétérogènes, le chapitre modélise cette asymétrie des coûts d'ajustement dans le secteur de construction des nouvelles maisons. Calibré sur des données américaines, les simulations du modèle en fréquence annuelle trouvent des preuves de l'asymétrie en présence de coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel. En présence d'un choc négatif, les coûts d'ajustement compensent la baisse significative de l'investissement résidentiel, avec comme corollaire une réaction significative des variables macroéconomiques telles que la consommation, l'emprunt, l'investissement non résidentiel, la production et l'offre de travail.

Outre les coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel, le troisième chapitre examine la portée de l'endettement des ménages pour l'asymétrie macroéconomique. L'accent est mis sur la dette des ménages en Finlande en particulier, car leur dette est principalement composée de prêts hypothécaires. En Finlande, le ratio de la dette sur les actifs des ménages demeure actuellement élevé. Dans une approche empirique utilisant des modèles non linéaires Smooth Transition Vector Auto-Regression (STVAR), le chapitre teste à partir des données allant de T1-1980 à T4-2016, la réaction de l'économie du pays à des chocs liés à l'endettement des ménages. L'économie est mesurée par le PIB, la consommation et le taux de chômage. Les résultats obtenus sont en faveur d'asymétries macroéconomiques - la réaction de l'économie aux chocs liés à l'endettement des ménages est plus importante en périodes de récession. En particulier, l'impact est plus marqué sur la consommation.

**Mots-clés :** fluctuations économiques, asymétrie, secteur immobilier, investissement résidentiel, prix des logements, coûts d'ajustement asymétriques, non-linéarité, modèles à changement de régime markovien, STVAR, endettement des ménages, Finlande.

## ABSTRACT

This thesis focuses on asymmetry, in particular, the contribution of the housing sector in explaining macroeconomic asymmetries. The literature agrees on the contribution of the sector in explaining economic fluctuations, but its contribution in the analysis of economic asymmetries remains largely unexplored. The thesis fits into this perspective by identifying, in the first chapter, the real estate sector as a source of macroeconomic asymmetry. In an empirical framework, the chapter examines, using US data over the period Q1-1980 - Q4-2016, the responses of consumption to changes in the housing price regime - both upward and downward periods. The regimes are determined using Markov regime-switching models. Asymmetry is measured by contrasting the elasticities of consumption under these two regimes. The results show that consumption is more affected when house prices fall.

The second chapter of the thesis examines more specifically the contribution of residential investment adjustment costs in explaining the macroeconomic asymmetry identified in the first chapter. Residential investment is a form of irreversible investment subject to large adjustment costs in response to negative shocks. In a general-equilibrium framework with heterogeneous agents, the chapter models this asymmetry of adjustment costs in the new housing construction sector. Calibrated on U.S. data, the model's annual frequency simulations find evidence of asymmetry in the presence of adjustment costs in residential investment. In the presence of a negative shock, adjustment costs compensate for the significant decline in residential investment, with a significant response from macroeconomic variables such as consumption, borrowing, non-residential investment, production, and labour supply.

In addition to the adjustment costs of residential investment, the third chapter examines the importance of household debt for macroeconomic asymmetry. The focus is on household indebtedness in Finland in particular, as household debt is mainly composed of mortgages. In Finland, the ratio of household debt to assets currently remains high. Using an empirical approach based on non-linear smooth transition vector autoregression (STVAR) models, the chapter tests, using data from Q1-1980 to Q4-2016, the response of the Finnish economy to shocks related to household debt. The economy is in turn measured by GDP, consumption, and the unemployment rate. The results favour macroeconomic asymmetries, as the economy's response to shocks related to household debt is greater during recessions. In particular, the impact is more pronounced on consumption.

**Keywords** : economic fluctuations, asymmetry, housing, residential investment, asymmetric adjustment costs, house prices, non-linearity, Markov regime-switching models, STVAR, household debt, Finland.

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ . . . . .	iii
ABSTRACT . . . . .	iv
TABLE DES MATIÈRES . . . . .	v
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	viii
LISTE DES FIGURES . . . . .	ix
LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS . . . . .	xi
DÉDICACE . . . . .	xii
REMERCIEMENTS . . . . .	xiii
CHAPITRE 1 INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE 2 PRIX DES LOGEMENTS ET ASYMÉTRIES MACROÉCONOMIQUES :	
LE CAS DES ÉTATS-UNIS . . . . .	5
1 INTRODUCTION . . . . .	5
2 REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	6
2.1 Effets des prix des logements sur la consommation . . . . .	7
2.2 Méthodes de détermination des périodes de hausse et de baisse des prix des logements . . . . .	9
3 DÉTERMINATION DES PÉRIODES DE HAUSSE ET DE BAISSSE DES PRIX DES LOGEMENTS . . . . .	13
3.1 Présentation des modèles à changement de régime markovien . . . . .	13
3.2 Les modèles à changement de régime markovien appliqués aux prix des logements . . . . .	16
4 EFFETS DES PRIX DES LOGEMENTS SUR LA CONSOMMATION . . . . .	21
5 ANALYSE DE SENSIBILITÉ . . . . .	23
5.1 Autres mesures de la consommation . . . . .	23
5.2 Estimation d'un modèle CRM à trois régimes . . . . .	25
6 CONCLUSION . . . . .	31

CHAPITRE 3	COÛTS D'AJUSTEMENT DE L'INVESTISSEMENT RÉSIDENTIEL ET ASYMÉTRIES MACROÉCONOMIQUES . . . . .	33
1	INTRODUCTION . . . . .	33
2	REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	35
3	MODÈLE . . . . .	37
3.1	Ménages patients . . . . .	37
3.2	Ménages impatients . . . . .	39
3.3	Secteur de production des biens non durables . . . . .	39
3.4	Secteur de construction des nouvelles maisons . . . . .	40
3.5	L'équilibre du modèle . . . . .	42
3.6	Calibration . . . . .	42
4	RÉSULTATS . . . . .	44
5	CONCLUSION . . . . .	49
CHAPITRE 4	ENDETTEMENT DES MÉNAGES ET ASYMÉTRIES MACROÉCO- NOMIQUES : LE CAS DE LA FINLANDE . . . . .	50
1	INTRODUCTION . . . . .	50
2	REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	53
3	CADRE EMPIRIQUE . . . . .	56
3.1	Données . . . . .	56
3.2	Spécification du modèle . . . . .	57
4	RÉSULTATS . . . . .	61
5	ANALYSE DE SENSIBILITÉ . . . . .	66
5.1	SOUS-PÉRIODE T1-1980 - T4-1993 . . . . .	68
5.2	SOUS-PÉRIODE T1-1994 AU T4-2016 . . . . .	69
6	CONCLUSION . . . . .	76
CHAPITRE 5	CONCLUSION GÉNÉRALE . . . . .	78
BIBLIOGRAPHIE	. . . . .	80
ANNEXES	. . . . .	87
1	ANNEXES DU CHAPITRE : PRIX DES LOGEMENTS ET ASYMÉTRIES MACROÉ- CONOMIQUES - LE CAS DES ÉTATS-UNIS . . . . .	87
A.1	Choix du nombre de retard optimal des prix des logements, étude de stationnarité, choix du modèle MS et liste des variables . . . . .	87
A.2	Test de non linéarité . . . . .	89

	A.3	Le modèle à trois régimes . . . . .	91
2		ANNEXES DU CHAPITRE : COÛTS D'AJUSTEMENT DE L'INVESTISSEMENT RÉSIDENTIEL ET ASYMÉTRIES MACROÉCONOMIQUES . . . . .	92
	A.1	Programmes des agents . . . . .	92
	A.1.1	Ménages patients . . . . .	92
	A.1.2	Ménages impatients . . . . .	93
	A.1.3	Production des biens non durables . . . . .	94
	A.1.4	Secteur de construction des maisons . . . . .	94
	A.2	Équations du modèle . . . . .	97
3		ANNEXES DU CHAPITRE : ENDETTEMENT DES MÉNAGES ET ASYMÉTRIES MACROÉCONOMIQUES - LE CAS DE LA FINLANDE . . . . .	100
	A.1	Ratio dettes sur actifs des ménages et proportion des prêts hypothé- caires dans l'endettement des ménages . . . . .	100
	A.2	La dérégulation du système financier en Finlande . . . . .	101
	A.3	Liste des variables, choix nombre de retards et tests . . . . .	102
	A.4	Procédure d'estimation du STVAR . . . . .	104

# LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Coefficient d'asymétrie . . . . .	2
Tableau 2	Élasticités de la consommation aux changements dans le secteur immobilier . . . . .	12
Tableau 3	Choix du nombre optimal de régimes . . . . .	17
Tableau 4	Résultats d'estimation du modèle MS(2)-AR(7) . . . . .	19
Tableau 5	Réponses de la consommation en périodes de hausse et de baisse des prix des logements . . . . .	23
Tableau 6	Réponse de la consommation en biens durables aux périodes de hausse et de baisse des prix des logements . . . . .	25
Tableau 7	Réponse de la consommation en biens non durables aux périodes de hausse et de baisse des prix des logements . . . . .	26
Tableau 8	Réponse de la consommation en services aux périodes de hausse et de baisse des prix des logements . . . . .	27
Tableau 9	Résultats d'estimation du modèle MS(3)-AR(2) . . . . .	28
Tableau 10	Calibration des paramètres . . . . .	43
Tableau 11	Estimation des paramètres $\phi$ et $\psi$ par la méthode des moments généralisés . . . . .	44
Tableau 12	Résultats du test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté . . . . .	56
Tableau A5.1	Choix du nombre optimal de retard . . . . .	87
Tableau A5.2	Test de stationnarité des prix des logements . . . . .	87
Tableau A5.3	Modèles MS(2)-AR(p) des prix des logements . . . . .	88
Tableau A5.4	Liste des variables . . . . .	88
Tableau A5.5	Modèles MS(3)-AR(p) des prix des logements exprimés en taux de croissance . . . . .	91
Tableau A5.6	Liste des variables et sources . . . . .	102
Tableau A5.7	Choix du nombre de retard pour le VAR . . . . .	102
Tableau A5.8	Test de causalité au sens de Granger . . . . .	103



## LISTE DES FIGURES

Figure 1	Taux de croissance de la consommation et des prix des logements réels des É-U . . . . .	7
Figure 2	Probabilités filtrées, régime 1 (baisse des prix des logements) . . . . .	20
Figure 3	Valeurs prédites du taux de croissance des prix des logements (modèle MS(2)-AR(7)) . . . . .	21
Figure 4	Probabilités filtrées, régime 1 (baisse des prix des logements) . . . . .	27
Figure 5	Probabilités filtrées, régime 2 (régime normal) . . . . .	29
Figure 6	Probabilités filtrées, régime 3 (flamblée des prix des logements) . . . . .	29
Figure 7	Valeurs prédites du taux de croissance des prix des logements (modèle MS(3)-AR(2)) . . . . .	30
Figure 8	Fonction de coûts d'ajustement asymétriques . . . . .	45
Figure 9	Réponses de l'investissement résidentiel et des prix des logements à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 4,16% (réponses au choc négatif multipliées par -1) . . . . .	46
Figure 10	Réponses des variables macroéconomiques agrégées à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 4,16% (réponses au choc négatif multipliées par -1) . . . . .	48
Figure 11	Endettement des ménages . . . . .	51
Figure 12	Ratio dettes sur actifs des ménages . . . . .	51
Figure 13	Probabilités de récessions économiques pour la Finlande estimées par le modèle STVAR . . . . .	60
Figure 14	Réponses impulsionnelles du PIB à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages . . . . .	62
Figure 15	Réponses impulsionnelles de la consommation à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages . . . . .	64
Figure 16	Réponses impulsionnelles du taux de chômage à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages . . . . .	65
Figure 17	Réponses impulsionnelles de la richesse nette des ménages à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages . . . . .	67
Figure 18	Réponses impulsionnelles du PIB à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1980 - T4-1993 . . . . .	70
Figure 19	Réponses impulsionnelles de la consommation à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1980 - T4-1993 . . . . .	71

Figure 20	Réponses impulsionnelles du taux de chômage à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1980 - T4-1993 . . . .	72
Figure 21	Réponses impulsionnelles du PIB à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1994 - T4-2016 . . . . .	73
Figure 22	Réponses impulsionnelles de la consommation à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1994 - T4-2016 . . . .	74
Figure 23	Réponses implusionnelles du taux de chômage à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1994 - T4-2016 . . . .	75
Figure A5.1	Probabilités filtrées, régime 2 (flambée des prix des logements) . . . .	90
Figure A5.2	Réponses de l'investissement résidentiel et des prix des logements à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 8,32% . . . .	98
Figure A5.3	Réponses des variables macroéconomiques agrégées à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 8,32% . . . . .	99
Figure A5.4	Part des prêts hypothécaires dans l'endettement des ménages . . . . .	100
Figure A5.5	Les différentes étapes de la dérégulation . . . . .	101

## LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS

AC	Adjustment Costs
ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaike Information Criterion
ARCH	Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity
ARMA	Auto-Regressive Moving Average
BEA	Bureau of Economic Analysis
BIC	Bayesian Information Criterion
BLHK	Baum-Lindgren-Hamilton-Kim
CPO	Condition de Premier Ordre
CRM	Changement de Régime Markovien
DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrium
ECM	Error Correction Model
EM	Expectation Maximization
FMI	Fonds Monétaire International
GRÉDI	Groupe de Recherche en Économie et Développement International
IID	Indépendant et Identiquement Distribué
LM	Multiplicateur de Lagrange
LR	Log-vraisemblance Ratio
MMG	Méthode des Moments Généralisés
MS	Markov Switching
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Économiques
PIB	Produit Intérieur Brut
PNB	Produit National Brut
SCR	Somme du Carré des Résidus
STVAR	Smooth Transition Vector Auto-Regression
VAR	Vecteur Auto-Régressif

## DÉDICACE

*À tous ceux qui croient en leurs rêves !*

## REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je tiens à remercier mon directeur de thèse, Jean-François Rouillard, pour sa disponibilité, son soutien, ses commentaires et ses conseils tout au long de mon doctorat.

Deuxièmement, je tiens à remercier le Département de l'économique et le GRÉDI de l'École de Gestion de l'Université de Sherbrooke pour leur soutien académique et financier tout au long de mes années d'études.

J'aimerais également remercier mes collègues du programme de doctorat pour leur présence et leur assistance. Je tiens à remercier tout particulièrement Abdoulaye Millogo pour ses conseils, ses commentaires très constructifs et son soutien moral.

Enfin, je suis très reconnaissante à mon cher époux, à ma famille et à mes amis, sans qui rien aurait été possible.

# INTRODUCTION

La relation entre le secteur immobilier et l'activité économique a fait l'objet de plusieurs analyses, et la littérature tend à s'accorder particulièrement sur la contribution de ce secteur aux fluctuations économiques.<sup>1</sup> Cependant, la contribution de l'immobilier à l'asymétrie macroéconomique, la différence de propriété entre les périodes d'expansion et de récession, reste largement inexplorée, bien qu'elle soit une caractéristique majeure des cycles économiques. En effet, le coefficient d'asymétrie négatif<sup>2</sup> et significatif du taux de croissance de la production, de la consommation, de l'investissement non résidentiel et des heures travaillées dans le Tableau 1 atteste de la présence d'une asymétrie macroéconomique.<sup>3</sup> Cette asymétrie est expliquée dans la littérature par plusieurs sources. Kocherlakota *et al.* (2000) montrent dans un modèle de petite économie ouverte que les contraintes de crédit sont à l'origine de l'asymétrie. Dans un cadre d'équilibre général, Gilchrist et Williams (2000) constatent que les contraintes de capacité génèrent des réponses asymétriques de l'économie à de grands chocs, avec des récessions plus profondes que les expansions. Les résultats de Hansen et Prescott (2005) vont également dans le même sens. Ces auteurs examinent les contraintes de capacité saturées occasionnellement et trouvent l'existence d'asymétries dans les cycles économiques. Plus récemment, Guerrieri et Iacoviello (2017) montrent dans un cadre d'équilibre général que les contraintes collatérales sur la richesse immobilière des ménages génèrent des asymétries

---

1. Voir entre autres Green (1997), Davis et Heathcote (2005), Leamer (2007) et Iacoviello et Neri (2010)

2. Il s'agit du coefficient « skewness » de la distribution non conditionnelle.

3. Cette asymétrie a fait l'objet de nombreuses études, notamment Neftci (1984) où l'auteur examine l'économie américaine et trouve que les contractions sont plus notables que les expansions. DeLong et Summers (1984) utilisent des données américaines et de six autres pays industrialisés pour étudier l'ampleur des asymétries de la production et du chômage. Ils trouvent une certaine asymétrie dans le chômage et aucune asymétrie dans la production. Hamilton (1989) applique une approche de changement de régime au produit national brut réel américain et trouve que le passage périodique d'un taux de croissance positif à un taux de croissance négatif est un fait marquant du cycle économique américain et peut être considéré comme un critère pour définir et mesurer les récessions économiques. Rothman (1991) trouve une asymétrie dans le taux de chômage agrégé en utilisant une version modifiée de Neftci (1984) et en appliquant une procédure de Markov. Koop et Potter (1999) trouvent des asymétries dans le taux de chômage américain à l'aide des modèles de séries chronologiques non linéaires et des méthodes bayésiennes. Clements et Krolzig (2003) testent les asymétries des cycles économiques à l'aide des modèles autorégressifs à changement de régime markovien sur le taux de croissance du PNB américain. Hamilton (2005) propose une procédure non linéaire plus simple pour montrer que le taux de chômage augmente plus rapidement qu'il ne diminue.

macroéconomiques lorsqu'elles sont occasionnellement saturées.

Tableau 1 Coefficient d'asymétrie

<b>Activité économique</b>	
PIB	−0,426**
Consommation	−0,379*
Investissement non résidentiel	−1,162***
Heures travaillées	−0,479**
<b>Secteur immobilier</b>	
Investissement résidentiel	−1,281***
Prix des logements	−0,523**
Mises en chantier	−0,698**
Permis de construction	−0,695**
Valeur de marché agrégée des logements	−0,715**

Notes : Il s'agit du taux de croissance de toutes les variables. Le coefficient d'asymétrie est le troisième moment autour de la moyenne de la série considérée. Il mesure le degré et la direction de l'asymétrie. Une valeur nulle du coefficient correspond à une distribution symétrique. Des valeurs positive et négative du coefficient indiquent que la distribution est asymétrique vers la droite et asymétrique vers la gauche, respectivement.

Les données utilisées sont des données américaines et couvrent la période T1-1985 - T4-2016. Elles sont corrigées des variations saisonnières et rendues réelles au moyen de l'indice des prix à la consommation. Les étoiles (\*\*\*), (\*\*), (\*) représentent la significativité des estimés aux seuils de 1, 5 et 10%, respectivement.

Sources des données : Le PIB, la consommation, l'investissement non résidentiel et l'investissement résidentiel sont extraits des bases de données du Bureau américain d'Analyse Économique (BEA). Les heures travaillées sont extraites des bases du Current *Employment Statistics survey* du BLS. Les prix des logements sont extraits de la Réserve Fédérale de Dallas. Les mises en chantier et les permis de construire proviennent de la Réserve Fédérale de Saint-Louis. La valeur de marché agrégée des logements est extraite des bases de données de *Lincoln Institute of Land Policy*.

D'autres sources d'asymétrie telles que le marché de l'emploi et le secteur de production ont également été identifiées dans la littérature. Kim et Ruge-Murcia (2009) trouvent un rôle important joué par l'asymétrie des coûts d'ajustement des salaires en montrant qu'elle est à l'origine des asymétries de la rigidité des salaires et génère d'importantes implications en matière de politique monétaire en présence d'un choc technologique. Abbritti et Fahr (2013) montrent que la modélisation des rigidités des salaires dans un cadre théorique aide à expliquer les asymétries économiques observées empiriquement. Acemoglu et Scott (1997) identifient les rendements d'échelle croissants comme une source d'asymétrie en montrant que l'investissement dans la maintenance génère des asymétries d'investissement qui affectent la production. Jovanovic (2006) montre que l'inadéquation entre les compétences et les technologies créent des asymétries économiques. Van Nieuwerburgh et Veldkamp (2006) expliquent l'asymétrie de plusieurs variables macroéconomiques agrégées - la production, la production industrielle, l'investissement et les heures travaillées - par le flux d'informations sur la technologie agrégée variant de façon endogène. Rothman (1991) justifie l'asymétrie du taux de chômage agrégé par le comportement cyclique du taux de chômage manufacturier dans un cadre empirique.

Malgré la richesse et la variété des sources expliquant les asymétries économiques, le secteur immobilier semble être une source potentielle de l'asymétrie macroéconomique au regard de certaines observations. En effet, le Tableau 1 montre que plusieurs variables du secteur présentent une distribution asymétrique, avec des coefficients d'asymétrie statistiquement significatifs et négatifs. Cela suggère que ces variables se comportent de manière asymétrique, avec une plus grande sensibilité à des chocs négatifs. De telles observations étayent l'intérêt d'un projet de recherche sur la portée macroéconomique de l'asymétrie dans le secteur de l'immobilier. Un projet qui devrait apporter des éléments de réponses aux questions suivantes : cette présence d'asymétrie dans le secteur immobilier pourrait-elle contribuer à expliquer l'asymétrie économique ? En d'autres termes, ce secteur serait-il une source de l'asymétrie macroéconomique ? Dans l'affirmatif, quels pourraient en être les mécanismes explicatifs ? La problématique de recherche est d'autant plus intéressante que l'investissement résidentiel précède le PIB à une fréquence cyclique.<sup>4</sup> La thèse est consacrée à ces questions et apporte quelques réponses en trois chapitres.

Le premier chapitre de la thèse détermine l'asymétrie macroéconomique attribuable au secteur immobilier. Plus précisément, il examine les effets macroéconomiques des prix des logements en étudiant la réponse de la consommation lorsque les prix de l'immobilier sont soumis à différents régimes, en particulier les périodes de hausse et de baisse. Les données sont américaines et s'étendent sur la période T1-1980 - T4-2016. Le chapitre applique les modèles à changement de régimes markovien aux prix des logements, et trouve que le modèle à deux régimes et sept retards autorégressifs (MS(2)-AR(7)) est plus adapté pour déterminer les périodes de hausse et de baisse des prix des logements. Le chapitre examine ensuite les réponses de la consommation en déterminant et comparant ses élasticités aux régimes de hausse et de baisse des prix des logements. Les résultats montrent que la consommation est plus affectée lorsque les prix des logements baissent. En particulier, cette sensibilité est plus forte lorsque la consommation est mesurée par les dépenses personnelles en biens non durables. Ce résultat suggère que le secteur immobilier est une source d'asymétries macroéconomiques.

Le deuxième chapitre de la thèse propose un mécanisme par lequel le secteur immobilier est susceptible d'être une source d'asymétries économiques en modélisant des coûts d'ajustement asymétriques de l'investissement résidentiel. Dans ce chapitre, ce type d'investissement est défini comme la construction de nouvelles maisons. En raison de l'inélasticité de l'offre de nouvelles maisons, l'investissement résidentiel génère des irréversibilités qui nécessitent l'engagement de coûts d'ajustement asymétriques dans le processus de construction de nouvelles maisons. L'asymétrie de ces coûts d'ajustement est modélisée dans un cadre d'équilibre

---

4. Voir Green (1997), Davis et Heathcote (2005), Leamer (2007) et Iacoviello et Neri (2010)



général avec un secteur de construction des maisons. De plus, le cadre modélise une firme de production de biens non durables et deux types de ménages représentatifs où l'un est confronté à une contrainte d'emprunt et l'autre pas. Le modèle est calibré avec des données américaines et simulé avec un choc de demande - le choc de préférence pour les logements. Les simulations montrent que l'asymétrie des coûts d'ajustement génère une réaction symétrique de l'investissement résidentiel et des prix des logements. Étant absorbée par le stock de capital agrégé et detenu par les ménages, cette réaction induit des réponses asymétriques des variables macroéconomiques, notamment la production, la consommation, l'investissement non résidentiel, l'emprunt et les heures de travail.

Le troisième et dernier chapitre de la thèse porte sur l'endettement des ménages dans l'analyse de la question de l'asymétrie des variables macroéconomiques. À l'heure actuelle, la dette des ménages de nombreux pays industrialisés est principalement constituée de prêts hypothécaires, et le levier financier des ménages reste relativement élevé. Cela pourrait rendre ces ménages vulnérables et créer une fragilité dans les économies de ces pays en présence de chocs négatifs. Ce chapitre aborde cette question en examinant la portée de l'endettement des ménages dans les fluctuations économiques. En particulier, le chapitre évalue la question de l'asymétrie en Finlande en testant directement la réponse de l'économie finlandaise en périodes d'expansion et de récession aux chocs liés à l'endettement des ménages. Les résultats obtenus en estimant des modèles non linéaires Smooth Transition Vector Auto-Regression (STVAR) sur la période allant de T1-1980 à T4-2016 montrent que l'endettement des ménages a des effets importants sur l'économie du pays, plus particulièrement pendant les périodes de récession.

Les apports de la thèse sont triples. Premièrement, la thèse fournit des preuves empiriques de l'existence d'asymétries macroéconomiques en utilisant une approche méthodologique de changement de régimes dans l'étude des liens entre le secteur immobilier et l'économie. Deuxièmement, elle identifie l'investissement résidentiel comme l'un des mécanismes explicatifs des asymétries macroéconomiques en modélisant des coûts d'ajustement asymétriques de ce type d'investissement dans un cadre DSGE. Troisièmement, la thèse évalue la question de l'asymétrie en Finlande en examinant les effets macroéconomiques de l'endettement des ménages à l'aide des modèles non linéaires STVAR.

# PRIX DES LOGEMENTS ET ASYMÉTRIES MACROÉCONOMIQUES : LE CAS DES ÉTATS-UNIS

## 1 Introduction

L'asymétrie macroéconomique, une différence de propriétés entre les périodes d'expansion et les périodes de récession, est une caractéristique majeure des fluctuations économiques. La littérature attribue la présence d'une asymétrie à la rigidité des prix, aux contraintes de crédit et aux coûts d'ajustement des salaires. Cependant, la récente crise financière, marquée par un effondrement des prix de l'immobilier à la suite de la bulle immobilière, a suscité un regain d'intérêt des analyses économiques sur la contribution des prix immobiliers à l'asymétrie. Les travaux de Campbell et Cocco (2007), Attanasio *et al.* (2009) et Carroll *et al.* (2011) font ainsi valoir que la hausse des prix de l'immobilier, par des effets de richesse positifs, stimule la demande de crédit, la consommation et les investissements financiers et non financiers des ménages. Ces stimuli augmentent la demande globale et donc la croissance économique. Inversement, la baisse des prix de l'immobilier par des effets de richesse négatifs conduit à une baisse du revenu national. Par exemple, Mian *et al.* (2013) trouvent une élasticité de la consommation comprise entre 0,6 et 0,8 pour les phases de baisse des prix et Case *et al.* (2005) une élasticité de la consommation comprise entre 0,0 et 0,2 pour les phases de hausse des prix. Par ailleurs, la Figure 1 montre une corrélation de la consommation avec différents régimes des prix aux États-Unis, particulièrement en périodes de récession.

La littérature montre certes que la sensibilité de l'activité économique à la hausse des prix de l'immobilier diffère de celle de la baisse de l'activité durant la phase de baisse des prix. Cependant, très peu de travaux ont évalué la sensibilité de l'activité économique, en particulier l'asymétrie macroéconomique à la lumière des épisodes de bulles immobilières suivis de l'effondrement des prix de l'immobilier. Ce chapitre de thèse est donc consacré à l'évaluation de la contribution de la dynamique des prix des logements dans l'asymétrie macroéconomique. À cette fin, le chapitre détermine et compare les élasticités de la consom-

mation lorsque les prix des logements augmentent et baissent. Les données sont américaines et couvrent la période entre T1-1980 et T4-2016. Les périodes de hausse et de baisse des prix des logements sont déterminées à l'aide des modèles à changement de régimes markovien (CRM par la suite). Ces modèles supposent que la série modélisée commute entre un nombre fini de régimes discrets selon un processus non observé. Dans ce chapitre, la série modélisée est la variable des prix des logements et les régimes discrets correspondent aux périodes de hausse et de baisse de la variable.

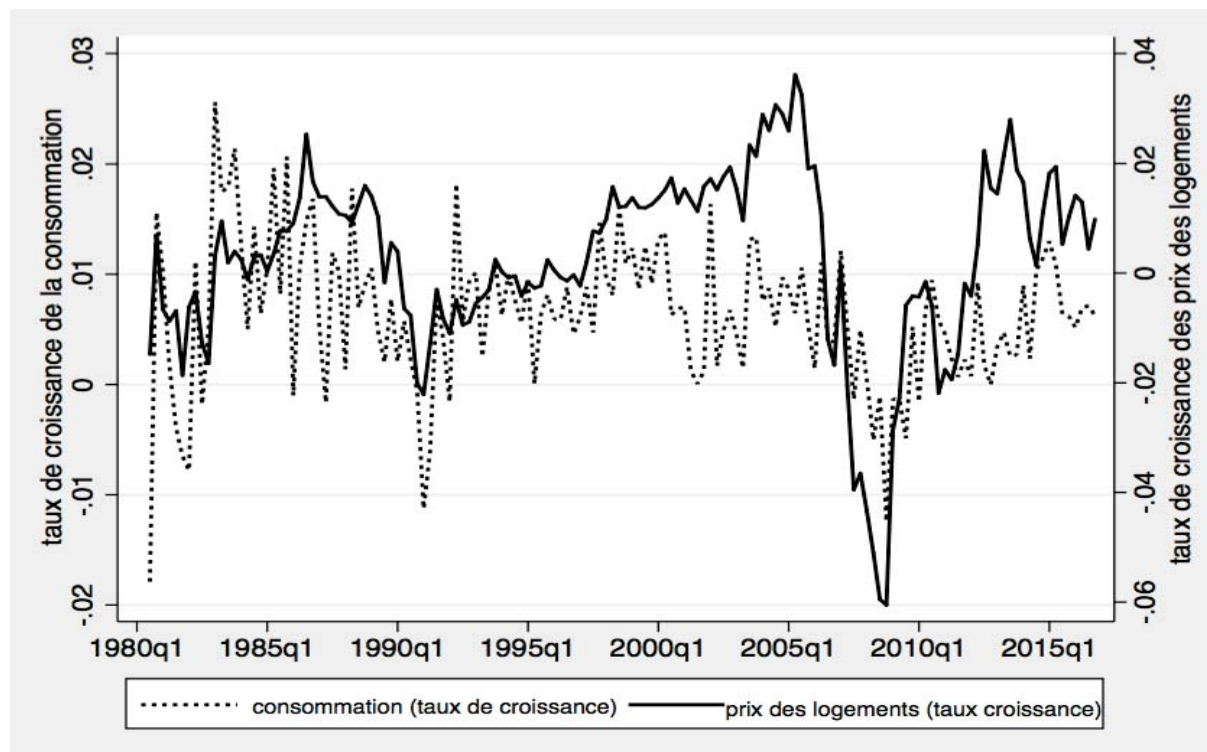
Les contributions du chapitre sont doubles. D'une part, il examine l'existence de l'asymétrie dans les liens entre le secteur immobilier et l'économie. D'autre part, le chapitre utilise les modèles CRM pour déterminer les périodes de hausse et baisse des prix des logements sur une période relativement longue. Les résultats obtenus sont en faveur de l'existence d'asymétries macroéconomiques imputables au secteur immobilier. Le chapitre montre en effet que la consommation est plus affectée lorsque les prix des logements sont en baisse. L'élasticité de la consommation mesurée par les dépenses de consommation personnelles est comprise entre 0,1123 et 0,2758. Cette élasticité est plus importante lorsque la consommation est mesurée par les dépenses en biens non durables et se situe entre 0,1956 et 0,3916. En revanche, en périodes de hausse des prix des logements, l'élasticité obtenue n'est pas statistiquement différente de zéro. Ces résultats suggèrent que la consommation réagit de façon asymétrique aux périodes de hausse et de baisse des prix des logements, avec une sensibilité plus forte en périodes de baisse.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. La deuxième section présente la revue de la littérature. La troisième section est consacrée à l'application des modèles CRM aux prix des logements afin de déterminer les périodes où ces prix augmentent et diminuent. L'étude des réponses de la consommation à ces deux régimes des prix de l'immobilier est présentée dans la quatrième section. Elle consiste à déterminer et à comparer les élasticités de la consommation. La dernière section conclut le chapitre.

## 2 Revue de la littérature

Le chapitre rejoint deux champs littéraires, soit d'une part l'effet des changements du prix de l'immobilier sur la consommation et, d'autre part, les méthodes de détermination des périodes de hausse et de baisse des prix des logements.

Figure 1 Taux de croissance de la consommation et des prix des logements réels des É-U



Notes et sources : Les données sont des données réelles et désaisonnalisées. Elles sont américaines et s'étendent sur la période T1-1980 - T4-2016. Les prix des logements sont extraits des bases de la Banque des Réglements Internationaux et la consommation est extraite des bases du Bureau d'Analyse Économique (BEA). Il s'agit des dépenses de consommation personnelles.

## 2.1 Effets des prix des logements sur la consommation

Cette section de la littérature présente les études empiriques sur les liens entre l'activité économique et le secteur immobilier, en particulier les effets des changements des prix de l'immobilier sur la consommation (Tableau 2). Case *et al.* (2005) utilisent des données chronologiques agrégées pour examiner les effets de la hausse de richesse immobilière et de la richesse financière sur les dépenses de consommation avec un panel de 14 pays industrialisés sur la période 1975-1999 et un autre panel d'États américains sur la période 1982-1999. Dans l'ensemble, ils montrent un large éventail d'effets significatifs de la richesse immobilière sur la consommation. En particulier, ils trouvent des élasticités comprises entre 0,11 et 0,17 et entre 0,05 et 0,09 pour le panel de pays industrialisés et pour celui des États américains, respectivement, dans leur spécification linéaire basique. En ce qui concerne la richesse financière, les auteurs constatent que l'effet est plus faible, avec des élasticités de 0,02 pour le premier panel et de 0,03 à 0,06 pour le deuxième panel. Carroll *et al.* (2011) examinent également les effets des changements des deux types de richesse sur la consommation en déterminant l'effet

immédiat (trimestre suivant) et l'effet à terme à l'aide de données américaines du T1-1960 au T4-2007. Ils constatent un effet plus important de la richesse immobilière avec une propension marginale à consommer (PMC) plus élevée que celle obtenue avec la richesse financière.<sup>1</sup>

Les effets des prix des logements sur la consommation sont également déterminés à partir de micro-données. Campbell et Cocco (2007) utilisent les micro-données britanniques sur la période 1988-2000 et trouvent une hétérogénéité dans les réponses. Ils obtiennent un effet positif important des prix des logements sur la consommation des ménages plus âgés, qui sont généralement des propriétaires, et un effet très proche de zéro pour les jeunes qui sont des locataires. Contrairement à ce résultat, Attanasio *et al.* (2009) trouvent un effet plus important des prix des logements sur la consommation des jeunes que sur celle des ménages plus âgés lorsqu'ils utilisent également des micro-données britanniques, sur la période 1975-2001.

La littérature sur les effets macroéconomiques des prix des logements pendant la Grande Récession conclut que la consommation est plus affectée lorsque les prix des logements baissent. Mian *et al.* (2013) obtiennent une élasticité de la consommation à la baisse des prix des logements comprise entre 0,6 et 0,8 sur la période 2006-2009 avec des données par code postal et au niveau des comtés aux États-Unis. Les auteurs utilisent notamment des données de sources privées où la consommation est mesurée par les immatriculations de nouveaux véhicules et les dépenses par carte de crédit (MasterCard) d'un échantillon aléatoire de 5% de la population. Kaplan *et al.* (2016) utilisent des données accessibles au public, en particulier des données sur les ventes au niveau des magasins de Kilts-Nielsen Retail Scanner Dataset (KNRS) pour mesurer les dépenses de consommation non durables et des données sur les prix des logements de Zillow. Les auteurs réaffirment les conclusions de Mian *et al.* (2013) en trouvant des estimations d'élasticité similaires dans l'ensemble.

Case *et al.* (2005) constatent que les ménages augmentent leurs dépenses lorsque les prix des logements sont en augmentation, mais les auteurs notent qu'il n'y a pas de diminution significative de la consommation lorsque les prix des logements baissent. Après la Grande Récession, les auteurs (Case *et al.*, 2012) réexaminent les liens entre les changements dans la richesse immobilière, la richesse financière et les dépenses de consommation en considérant la période entre 1975 et 2012 au lieu de celle allant de 1982 à 1999 pour le panel d'États américains. Ils constatent maintenant que la baisse des prix des logements stimule une baisse importante et significative des dépenses des ménages. Néanmoins, les auteurs trouvent une

---

1. Les auteurs trouvent que la propension marginale à consommer (PMC) d'un changement d'un dollar américain de la richesse immobilière égale à 2 cents pour l'effet immédiat et égale à 9 cents pour l'effet à terme. Cette PMC correspond respectivement aux valeurs d'élasticité de 0,047 et 0,20 quand il s'agit de la richesse financière.

plus grande élasticité des dépenses lorsque la richesse immobilière réelle augmente (4,3%). Cette élasticité est plus faible (3,5%) lors de la baisse de la richesse immobilière de 2005 à 2009.

Demyanyk *et al.* (2015) étudient les effets d'un ensemble de variables sur la consommation. Il s'agit notamment du revenu, du taux de chômage, des prix des logements, des cotes de crédit, de la dette, des prévisions, des saisies, des inégalités et du refinancement. Les auteurs considèrent quatre sous-périodes : la période "dot-com" (2001-2003), la période "subprime-boom" (2004-2006), la période "Grande Récession" (2007-2009) et la période "tepid recovery" (2010-2012). Ils constatent que le taux de chômage, le revenu et la dette ont généralement des effets plus importants sur la consommation. Quant aux prix des logements, les auteurs trouvent qu'ils n'ont un effet significatif que pendant les périodes "subprime-boom" et "Grande Récession", avec des élasticités de 0,07 et 0,1, respectivement.

## 2.2 Méthodes de détermination des périodes de hausse et de baisse des prix des logements

Le deuxième champ de la littérature auquel ce chapitre se rapporte est celui des méthodes utilisées pour déterminer les périodes de hausse et de baisse des prix de l'immobilier. Malgré leur multitude, ces méthodes sont encore loin d'être universellement acceptées. Bordo et Jeanne (2002) utilisent la méthode des moyennes mobiles pour étudier la dynamique des prix des actions et des maisons de 15 pays industrialisés dans leur analyse de la politique monétaire préventive. Ils calculent un critère qui leur permet de comparer la moyenne mobile du taux de croissance des prix des actions et des maisons avec la moyenne historique à long terme. Plus précisément, les auteurs détectent une hausse ou une baisse des prix lorsque la moyenne mobile du taux de croissance sur trois ans se situe en dehors d'un intervalle de confiance défini par référence aux premier et deuxième moments historiques de chaque série. Fatás *et al.* (2009) utilisent la même méthode pour déterminer les conséquences des fluctuations des prix des actifs et des logements sur la politique monétaire avec des données trimestrielles. Ils identifient les périodes de baisse lorsque la moyenne mobile de quatre trimestres consécutifs du taux de croissance des prix réels est inférieure à un seuil égal à 5% pour les prix des logements et à 20% pour les prix des actifs.<sup>2</sup>

Des approches de choix discrets (modèles probit/logit) et de signalisation en temps quasi réel sont également utilisées pour déterminer les hausses et les baisses des prix des actifs et des logements. Gerdesmeier *et al.* (2010) étudient les causes des périodes de baisse des prix

---

2. Ces pourcentages sont égaux au taux de croissance moyen de chacun des deux prix duquel on soustrait une unité de l'écart-type du taux de croissance de ces prix.

des actifs à l'aide d'un modèle groupé probit pour un échantillon de 17 pays industrialisés sur la période T1-1969-T3-2008. Les auteurs montrent ainsi que les agrégats de crédit intérieur, les taux d'intérêt nominaux à long terme et l'investissement sont de bons indicateurs des causes de la baisse jusqu'au huitième trimestre à venir. Alessi et Detken (2011) appliquent l'approche de la signalisation en temps quasi réel aux prix agrégés des actifs définis comme un indice de prix composé de prix réels de propriétés résidentielles et commerciales, mais aussi de prix réels des actifs pour tester les performances de plusieurs variables réelles et financières dans la prévision de fortes hausses et baisses pour l'économie. Les auteurs considèrent 18 pays industrialisés sur la période 1970 - 2007. Leur approche consiste à donner un signal d'alerte lorsqu'un indicateur dépasse un certain seuil. Ils considèrent 89 indicateurs et utilisent une fonction de perte pour classer ces indicateurs selon leur utilité pour les décideurs. Les seuils sont déterminés à partir du pourcentage optimal fixé à la distribution des données disponibles jusqu'à chaque point donné dans le temps. Leur étude montre que l'écart agrégé de M1 et l'écart de crédit privé peuvent être considérés comme des indicateurs d'alerte précoce importants pour les cycles expansionnistes des prix agrégés des actifs.

Des méthodes telles que l'approche de triangularisation et l'approche des tendances sont également employées pour déterminer les changements des prix de l'immobilier. Agnello et Schuknecht (2011) utilisent l'approche triangulaire pour identifier les hausses et les baisses des prix réels des logements. Cette méthode est basée sur les principaux écarts à long terme de ces prix par rapport à leur tendance. Pour un échantillon de 18 pays industrialisés et sur une période allant de 1980 à 2007, les auteurs trouvent 100 périodes d'augmentation et de diminution des prix de l'immobilier et classent les 25 premières comme des épisodes d'expansion et de récession. Adalid et Detken (2007) emploient la méthode des tendances pour identifier les périodes d'augmentation et de diminution de l'indice des prix des actifs combinant les prix immobiliers résidentiel et commercial et les prix des actions pour un échantillon de 18 pays de l'OCDE et à l'aide de données trimestrielles de 1970 à 2004. Ils définissent une période de hausse de l'indice des prix des actifs comme des périodes consécutives d'un minimum de quatre trimestres ; et pendant lesquelles l'indice est supérieur de 10% à sa tendance estimée à partir du filtre "côté unique" de Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage égal à 100000.<sup>3</sup>

Les modèles CRM sont également utilisés pour déterminer des périodes de hausse et de baisse des prix logements. Ils ont été employés pour la première fois par Quandt (1972) et Goldfeld et Quandt (1973). Plus tard, Hamilton (1989) les a améliorés en ajoutant le processus autorégressif et en fournissant un filtre non linéaire pour l'estimation. L'auteur

---

3. Detken et Smets (2004) emploient également l'approche de tendance avec des données annuelles.



permet ainsi l'application des modèles CRM aux séries chronologiques non linéaires, ce qui a facilité leur utilisation dans plusieurs domaines de l'économie, notamment en macroéconomie et en finance. Hamilton (1989) utilise les modèles CRM pour modéliser le taux de croissance du PIB et pour saisir le comportement asymétrique observé pendant les épisodes d'expansion et de récession économiques aux États-Unis. Garcia *et al.* (1991) appliquent ces modèles au taux d'intérêt et au taux de change. En finance, Kim et Nelson (1998) modélisent les rendements mensuels des stocks à l'aide des modèles CRM, tandis que Guidolin (2011b) et Guidolin (2011a) se concentrent sur l'application de ces modèles aux rendements de choix de portefeuille et de prix des actifs.

Dans le secteur de l'immobilier, Hall *et al.* (1997) est l'une des études pionnières de l'application des modèles CRM aux prix des logements. Les auteurs développent des modèles à correction d'erreurs à changement de régimes markovien pour décrire le comportement de type bulle des prix réels des logements au Royaume-Uni sur la période T4-1966 - T1-1995. Tsai *et al.* (2010) analysent la volatilité des prix des logements dans différents segments du marché du logement au Royaume-Uni sur la période T4-1955 - T4-2005 en utilisant les modèles ARCH à changement markovien. Simo-Kengne *et al.* (2013) emploient un modèle vectoriel autorégressif (VAR) avec changements de régime markovien pour analyser le segment médian du marché immobilier en Afrique du Sud et pour étudier les asymétries dans l'impact de la politique monétaire lors des périodes de hausse et de baisse. Ils montrent que la politique monétaire génère une réaction asymétrique des prix des logements, avec un impact plus important (baisse considérable de ces prix) lorsque la politique monétaire se contracte. Azad Chowdhury et Maclellan (2014) utilisent également un modèle vectoriel autoregressif (VAR) avec changements de régime markovien pour examiner les cycles des prix des logements au Royaume-Uni à partir des données régionales sur la période T2-1978 - T3-2012. Nneji *et al.* (2013) appliquent un modèle CRM à trois régimes pour analyser l'impact des principales variables macroéconomiques sur les changements du marché immobilier américain sur la période 1960-2011. Ce chapitre complète cette littérature en déterminant les périodes de hausse et de baisse des prix de l'immobilier américain à l'aide des modèles CRM autorégressifs à deux régimes sur la période s'échelonnant entre T1-1980 et T4-2016.



Tableau 2 Élasticités de la consommation aux changements dans le secteur immobilier

Auteurs	Études	Élasticités de la consommation
Case <i>et al.</i> (2005)	Hausse de la richesse immobilière  Données en séries temporelles agrégées	panel de 14 pays industrialisés (1975-1999) : élasticité comprise entre 0,11 et 0,17 panel d'États américains (1982-1999) : élasticité comprise entre 0,05 et 0,09
Campbell et Cocco (2007)	Hausse des prix des logements  Micro-données britanniques (1988-2000)	Effet positif et important pour les ménages propriétaires plus âgés Effet très proche de zéro pour les jeunes qui sont des locataires
Attanasio <i>et al.</i> (2009)	Hausse des prix des logements  Micro-données britanniques (1975-2001)	Effet positif et plus grand pour les jeunes locataires que pour les personnes plus âgées
Mian <i>et al.</i> (2013)	Effondrement des prix des logements lors de la Grande Récession (2006-2009) Données privées de code postal et au niveau des comtés américains	Élasticité comprise entre 0,6 et 0,8
Kaplan <i>et al.</i> (2016)	Effondrement des prix des logements lors de la Grande Récession Données américaines de sources publiques	Leurs résultats confirment ceux de Mian <i>et al.</i> (2013)
Case <i>et al.</i> (2012)	Révision de Case <i>et al.</i> (2005) avec le panel d'États américains sur une période s'échelonnant entre 1975-2012	Élasticité à la baisse de la richesse immobilière égale à 0,035.
Demyanyk <i>et al.</i> (2015)	Effet des de plusieurs variables dont le revenu, le taux de chômage, les prix des logements 4 sous-périodes : "dot-com" (2001-2003), "subprime-boom"(2004-2006), "Grande Récession" (2007-2009) et "tepid recovery" (2010-2012)	le revenu et le taux de chômage ont dans l'ensemble plus effets sur la consommation Les prix des logements ont seulement des effets pendant les périodes de "subprime-boom" et de "Grande Récession", avec des élasticités respectives de 0,07 et 0,1

### 3 Détermination des périodes de hausse et de baisse des prix des logements

#### 3.1 Présentation des modèles à changement de régime markovien

Cette section du chapitre présente la théorie sur les modèles CRM autorégressifs, MS(M)-AR(p), avec M est le nombre de régimes et p le nombre de retards autorégressifs. L'étude s'inspire des travaux de Krolzig (1997) et adopte la même notation employée par cet auteur.

Soit la formulation du modèle CRM général d'une série temporelle  $\{y_t\}_{t=1}^T$  :

$$y_t = \alpha_{s_t} + \sum_{k=1}^p \rho_k y_{t-k} + u_t, \quad u_t \sim iid \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad (2.1)$$

où  $\alpha_{s_t}$  est la moyenne de la série. Elle fournit des informations sur le régime dans lequel celle-ci se trouve au temps t. Le deuxième terme de la sommation est composé de l'ensemble des retards de  $y_t$ , avec  $\rho_k$  un vecteur des paramètres des retards de  $y_t$  dépendant du régime. Le régime est considéré comme une variable d'état discrète et finie définie par :  $s_t \in \{1, 2, 3, \dots, M\}$ .

La principale caractéristique des modèles CRM est la réalisation non observée du régime  $s_t$  généré par un état discret d'une matrice de probabilité markovienne décrite comme suit :

$$Pr(s_t | \{s_{t-\tau}\}_{\tau=1}^{\infty}, \{y_{t-\tau}\}_{\tau=1}^{\infty}) = Pr(s_t = j | s_{t-1}, \Theta) \quad (2.2)$$

avec  $\Theta$  est le vecteur de l'ensemble des paramètres du modèle. La matrice de transition correspondante est définie par :

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (2.3)$$

$p_{ij}$  contient les probabilités de changement du régime i à la période t au régime j à la période t+1. En d'autres termes, la probabilité que le système se trouve dans l'état j en t+1 dépend uniquement de l'état dans lequel il se trouvait à la période précédente.

Si les régimes étaient connus avec certitude, l'équation (2.1) serait réduite à un modèle à variables muettes. Dans le cas des modèles CRM, les régimes sont inconnus et il est nécessaire de les estimer en ajoutant les probabilités de transition,  $p_{ij}$ , au vecteur de paramètres à estimer,  $\Theta$ . Ainsi, le vecteur de l'ensemble des paramètres à estimer est :

$$\Theta = (\alpha_{s_t}, \sum_{k=1}^p \rho_k(s_t), \sigma, \sum_{j=1}^M p_{ij}), \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (2.4)$$

Dans la littérature, l'estimation de  $\Theta$  est généralement faite par la méthode du maximum de vraisemblance. Cette méthode utilise un algorithme d'itération pour construire la fonction de vraisemblance du modèle CRM et pour calculer les probabilités postérieures des régimes. La fonction de densité conditionnelle pour des observations de  $y_t$  permettant l'estimation de  $\Theta$  est décrite comme suit :

$$f(y_t|\Omega_{t-1}; \Theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(y_t - \alpha_{s_t} - \sum_{k=1}^p \rho_k(s_t)y_{t-k})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right\} \quad (2.5)$$

L'équation (2.5) s'écrit ainsi car  $u_t(s_t) \sim iid \mathcal{N}(0, \sigma_{s_t}^2)$  où  $\Omega_{t-1}$  regroupe l'ensemble des informations passées. La densité jointe de  $y_t$  et  $s_t$  est alors :

$$f(y_t, s_t|\Omega_{t-1}; \Theta) = \sum_{j=1}^M f(y_t|\Omega_{t-1}; \Theta) * f(s_t|\Omega_{t-1}; \Theta) \quad (2.6)$$

avec

$$f(s_t|\Omega_{t-1}; \Theta) = Pr(s_t = j|\Omega_{t-1}; \Theta), \quad \forall j \in \{1, \dots, M\} \quad (2.7)$$

La fonction de log-vraisemblance correspondante (à maximiser) est décrite par :

$$l_t(\Theta) = \log\left[\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^M f(y_t|\Omega_{t-1}; \Theta) * f(s_t|\Omega_{t-1}; \Theta)\right] \quad (2.8)$$

Afin de trouver les solutions de la fonction de log-vraisemblance, en particulier les probabilités de réalisation du régime  $s_t$ , il est nécessaire de déterminer ses prévisions optimales à partir de différents ensembles d'informations. Ces prévisions comprennent les probabilités prédites ( $P(s_t = j|\Omega_{t-1}; \Theta)$ ) basées sur l'information a priori au temps  $t$ , les probabilités filtrées ( $P(s_t = j|\Omega_t; \Theta)$ ) basées sur les informations passées et actuelles et les probabilités lissées ( $P(s_t = j|\Omega_T; \Theta)$ ) basées sur des informations provenant de l'échantillon entier. Les probabilités filtrées fournissent un diagnostic en temps réel des données utilisées, tandis que les probabilités lissées complètent les probabilités filtrées en utilisant les informations de l'échantillon entier ( $\Omega_T$ ) et en prenant en compte les informations de l'échantillon omises par les probabilités filtrées pour fournir de meilleures estimations des régimes en tout point de

l'échantillon.<sup>4</sup>

Hamilton (1990) montre que l'algorithme "Expectation-maximization" (EM)<sup>5</sup> est plus approprié pour obtenir les estimés du maximum du log-vraisemblance (l'équation (2.8)) et pour faire des inférences statistiques avec "Baum-Lindgren-Hamilton-Kim (BLHK) filter and smoother". L'algorithme EM se déroule en deux étapes principales : la prévision, puis la maximisation. Tout d'abord, l'algorithme EM suppose un vecteur initial de paramètres et au stade de la prévision, les estimés des itérations précédentes sont considérées comme des données. Ensuite, les processus de filtrage et de lissage sont utilisés pour estimer les régimes non observés. Ces estimés des régimes sont ensuite remplacés dans la fonction maximum de log-vraisemblance pour l'étape de maximisation. Cette dernière se poursuit jusqu'à ce qu'il y ait un maximum local de la fonction de log-vraisemblance. Ainsi, les estimés obtenus à ce maximum sont considérés comme la solution de l'équation (2.8).

Une fois les estimés du vecteur  $\Theta$  obtenus, il est nécessaire d'effectuer un test sur la non-linéarité des régimes avec l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) que les paramètres de changement sont les mêmes à chaque régime contre l'hypothèse alternative ( $H_a$ ) que ces paramètres diffèrent. Un rejet de l'hypothèse nulle suppose que le changement de régime a lieu. Le test du ratio du maximum de vraisemblance serait un bon candidat, mais dans le cas des modèles CRM, certains paramètres de  $\Theta$  (notamment les probabilités) ne peuvent être identifiés sous l'hypothèse nulle du test de LR. Les probabilités apparaissent en effet comme des paramètres de nuisance. Par conséquent, la distribution asymptotique standard  $\chi^2$  qui donne le ratio de vraisemblance (LR) ne s'applique plus. En réponse à ce problème, d'autres tests sont proposés dans la littérature. En particulier, Hansen (1992) et Garcia (1998) développent des techniques d'estimation asymptotiques des valeurs critiques valides pour le ratio LR. Carrasco *et al.* (2014) proposent de tester l'hypothèse nulle d'absence de changement de régimes par rapport à l'alternative consistant à changer le premier élément de  $\Theta$  conformément à la chaîne de Markov. L'approche bootstrap est également utilisée pour tester la non-linéarité des régimes. L'idée est de trouver une approximation de la distribution du test LR par l'approche bootstrap. Di Sanzo (2009) propose une procédure de rééchantillonnage par bootstrap. Cette procédure présente l'avantage d'être facile à mettre en œuvre et ne nécessite pas de calculs intensifs. Par ailleurs, elle fournit des résultats convaincants même avec un échantillon de petite taille.

---

4. Pour plus de détails sur ces probabilités, voir Krolzig (1997), chapitre 5.

5. L'algorithme "Expectation-maximization" est une technique d'estimation itérative du maximum de vraisemblance (ML) désignée pour une classe générale de modèles où les séries temporelles observées dépendent de certaines variables stochastiques. (Krolzig (1997), page 101)

### 3.2 Les modèles à changement de régime markovien appliqués aux prix des logements

Hamilton (1989) a permis l'applicabilité des modèles CRM aux séries chronologiques en ajoutant un processus autorégressif. Dans cette section, les modèles CRM autorégressifs sont appliqués aux prix de l'immobilier américain, sur la période comprise entre T1-1980 et T4-2016. La série est extraite de la base de données de la Banque des Réglements Internationaux (BRI). Elle est réelle et corrigée des variations saisonnières. La première étape de l'étude consiste à étudier la stationnarité de la série. Ensuite, le nombre de régimes adapté aux prix des logements est déterminé avant l'écriture et l'estimation du modèle.

La stationnarité de la série des prix des maisons est étudiée à l'aide du test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF). Tout d'abord, le nombre optimal de retards est déterminé au moyen des critères d'information d'Akaike (AIC et BIC) et du test d'autocorrélation des résidus. Comme les données sont trimestrielles, il serait alors plus intéressant d'aller jusqu'au dixième retard pour sélectionner le nombre optimal. La colonne 3 du Tableau A5.1 montre que l'hypothèse nulle du test d'autocorrélation des résidus est rejetée lorsque la série est en niveau. En même temps, les colonnes 1 et 2 du tableau montrent que les deux critères d'information d'Akaike choisissent le nombre optimal de retards  $p = 5$ , c'est-à-dire le modèle AR(5). Avec ce choix de 5 retards, le Tableau A5.2 montre que l'hypothèse nulle d'existence d'au moins d'une racine unitaire n'est pas rejetée aux seuils de 1, 5 et 10%. En effet, la statistique obtenue (-1,880) est supérieure à celles des trois seuils (-3,496, -2,887 et -2,577 pour les seuils de 1, 5 et 10%, respectivement). Par conséquent, la série des prix des logements n'est pas stationnaire en niveau. La stationnarité est alors étudiée lorsque la série est exprimée en taux de croissance. Les résultats du test présentés dans le Tableau A5.2 montrent que l'hypothèse nulle d'autocorrélation des résidus est toujours rejetée (colonne 6). En ce qui concerne le choix du nombre optimal de retards, les critères AIC et BIC choisissent respectivement les modèles AR(4) et AR(1). Cette fois, l'hypothèse nulle d'existence d'au moins d'une racine unitaire d'ADF est rejetée aux seuils 5 et 10% pour les deux modèles. Ainsi, le modèle CRM est appliqué au taux de croissance des prix des logements.

Le chapitre se penche à présent sur la détermination du nombre optimal de régimes du modèle CRM modélisant le mieux la série. Des tests d'hypothèse tels que le test du ratio de vraisemblance, les méthodes basées sur des critères de vraisemblance pénalisés par la complexité, ou l'estimation de l'ordre de la représentation ARMA équivalente du processus observable sont utilisés pour déterminer le nombre de régimes de Markov. Psaradakis et Spagnolo (2003) fournissent une bonne analyse de ces différentes approches et présentent les limites de chacune d'entre elles. Dans cette étude, les critères d'information AIC et BIC sont

utilisées pour la sélection du nombre optimal de régimes comme dans Nneji *et al.* (2013). Le Tableau 3 compare les modèles CRM avec un, deux et trois régimes en utilisant les critères d'information.<sup>6</sup> Le tableau montre que le critère AIC sélectionne le modèle CRM à deux régimes, tandis que le critère BIC choisit celui à trois régimes. Ces deux choix sont considérés dans le chapitre en appliquant le modèle CRM à deux régimes aux prix des logements dans l'analyse de base où les deux régimes sont associés à des périodes de hausse et de baisse de ces prix. Dans une analyse de sensibilité, le choix de trois régimes du critère BIC est étudié en considérant les régimes de hausse, de normal et de baisse des prix des logements.

Tableau 3 Choix du nombre optimal de régimes

Critères d'information	1 régime	2 régimes	3 régimes
AIC	-784,523	<b>-860,118</b>	-845,254
BIC	-778,542	-845,166	<b>-915,350</b>

Le chapitre est maintenant en mesure d'écrire le modèle CRM avec deux régimes et  $p$  retards autorégressifs de la série des prix des logements exprimée en taux de croissance. L'équation (2.9) donne la formulation de ce modèle où  $s_t = \{1, 2\}$ , avec  $s_t = 1$  est le régime où le taux de croissance des prix des logements est en baisse (régime 1) et  $s_t = 2$  celui du régime où le taux de croissance est en hausse (régime 2).

$$\Delta hp_t = \nu(s_t) + \sum_{\tau=1}^T \rho_\tau \Delta hp_{t-\tau} + u_t, \quad u_t \sim iid \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad (2.9)$$

où  $\Delta hp_t$  le taux de croissance de la série des prix des logements,  $\nu(s_t)$  est sa moyenne (ou la constante) dépendante du régime, avec  $\nu_1$  correspondant au régime 1 et  $\nu_2$  au régime 2. Les retards de  $\Delta hp_t$  ( $\sum_{\tau=1}^T \rho_\tau \Delta hp_{t-\tau}$ ), ainsi que le terme aléatoire ( $u_t$ ) sont indépendants des régimes. Pour un nombre de régimes égal à deux ( $M=2$ ), la matrice de transition  $p_{ij}$  (équation (2.10)) est définie de sorte que  $p_{11}$  soit la probabilité de rester au régime 1 en  $t+1$  étant donné que le processus est au régime 1 à la période  $t$  et  $p_{21}$ , probabilité de rester au régime 2 en  $t+1$  étant donné que le processus est au régime 1 à la période  $t$  (équation (2.11)).

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2\} \quad (2.10)$$

Le vecteur de l'ensemble des paramètres à estimer est :  $\Theta = (\nu_1, \nu_2, p_{11}, p_{22}, \sum_{\tau=1}^T \rho_\tau, \sigma)$ . Comme mentionné ci-dessus, la méthode utilisée dans cette étude pour obtenir les estimés

6. L'étude n'a pas pu aller au-delà de trois régimes du fait du nombre élevé de paramètres à estimer. Le maximum de log-vraisemblance n'est pas en effet atteint.

$$\begin{array}{ccc}
P(s_t = 1) & P(s_{t-1} = 1) & P(s_{t-1} = 2) \\
P(s_t = 2) & p_{11} & p_{21} \\
& p_{12} & p_{22}
\end{array} \quad (2.11)$$

de  $\Theta$  est celle du maximum de vraisemblance. L'équation 2.12 définit la densité jointe de  $\Delta hp_t$  et  $s_t$ , conditionnellement à l'ensemble des informations passées ( $\Omega_{t-1}$ ) et à  $\Theta$ , lorsque  $u_t \sim iid \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ .

$$f_t(\Delta hp_t, s_t | \Omega_{t-1}; \Theta) = \sum_{j=1}^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(\Delta hp_t - \nu(s_t) - \sum_{\tau=1}^T \rho_\tau \Delta hp_{t-\tau})^2}{2\sigma^2}\right\} P(s_t = j) \quad (2.12)$$

Avec  $f_t(\Delta hp_t | \Omega_{t-1}; \Theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(\Delta hp_t - \nu(s_t) - \sum_{\tau=1}^T \rho_\tau \Delta hp_{t-\tau})^2}{2\sigma^2}\right\}$ , la densité conditionnelle de  $\Delta hp_t$  et  $f(s_t | \Omega_{t-1}; \Theta) = P(s_t = j | \Omega_{t-1}; \Theta)$ , la densité conditionnelle de  $s_t$ . Ainsi, la fonction du log-vraisemblance de la densité jointe de  $\Delta hp_t$  et  $s_t$  suivante est obtenue :

$$l_t(\Theta) = \sum_{t=1}^T \ln\left(\sum_{j=1}^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(\Delta hp_t - \nu(s_t) - \sum_{\tau=1}^T \rho_\tau \Delta hp_{t-\tau})^2}{2\sigma^2}\right\} * P(s_t = j)\right) \quad (2.13)$$

L'estimation de  $\Theta$  est effectuée à l'aide de l'algorithme EM susmentionné (l'étape de prévision suivie de l'étape de maximisation) et de la fonction log-vraisemblance (l'équation (2.13)). Toutefois, avant de procéder à l'estimation, il est nécessaire de choisir le nombre optimal de retards autorégressifs du modèle. Le Tableau A5.3 fournit les résultats de différents modèles autorégressifs de CRM jusqu'à l'ordre  $p = 8$ . En limitant le nombre de retards à ce chiffre, les estimés obtenus seraient plus précis.<sup>7</sup> Sur la base des critères de sélection AIC et BIC présentés dans le Tableau A5.3, le modèle MS(2)-AR(7) semble plus approprié pour la série des prix des logements exprimée en taux de croissance. Les valeurs de ces critères sont respectivement de -1039,462 et -1021,855. Ce modèle est alors choisi pour déterminer les régimes de hausse et de baisse des prix des logements.

Les résultats de l'estimation du vecteur de paramètres  $\Theta$  obtenue avec le modèle MS(2)-AR(7) sont présentés dans le Tableau 4. Ce dernier montre que les estimés de la moyenne du taux de croissance des prix des logements sont statistiquement significatifs au seuil de 1% et correspondent à -0,0318 et 0,0073 aux régimes 1 et 2, respectivement. Ce résultat suggère que la moyenne est négative lorsque les prix des logements sont en baisse et positive

---

7. Krolzig (1997) (page 221) montre que les modèles CRM à plus de deux régimes et avec un nombre important de retards deviennent difficiles à estimer et moins intéressants.

lorsque ces prix sont augmentation. Le tableau montre également que la probabilité estimée de rester dans le régime 1 en  $t + 1$ , étant donné que le processus est dans le régime 1 dans la période actuelle (période  $t$ ),  $p_{11}$ , est de 0,823. Ceci suggère que le régime de baisse des prix des logements est relativement persistant. De même, la probabilité de rester dans le régime 2,  $p_{22}$ , est de 0,984, ce qui suggère que le régime de hausse est pour sa part très persistant. En outre, le Tableau 4 fournit des informations sur la durée moyenne dans un régime donné en montrant que le régime 1 dure en moyenne 5 trimestres, alors que dans le régime 2, la durée moyenne prévue est d'environ 18 trimestres.

L'estimation de  $\Theta$  à partir du modèle MS(2)-AR(7) permet de faire des inférences en utilisant les probabilités filtrées. Dans la Figure 2, les probabilités filtrées suggèrent que le régime 1 (baisse des prix des logements) est principalement observé entre 1983 et 1984, 1990 et 1994, mais aussi pendant la Grande Récession. Les probabilités filtrées présentées dans la Figure A5.1 suggèrent que le reste de l'échantillon correspond à des périodes de hausse des prix des maisons (régime 2). En outre, l'estimation du modèle fournit également la prédiction des prix des logements. La Figure 3 montre que l'évolution prédite des prix de l'immobilier (ligne pointillée) est relativement similaire à celle de la série réelle des prix (ligne pleine). Cela donne une certaine pertinence à l'estimation obtenue.

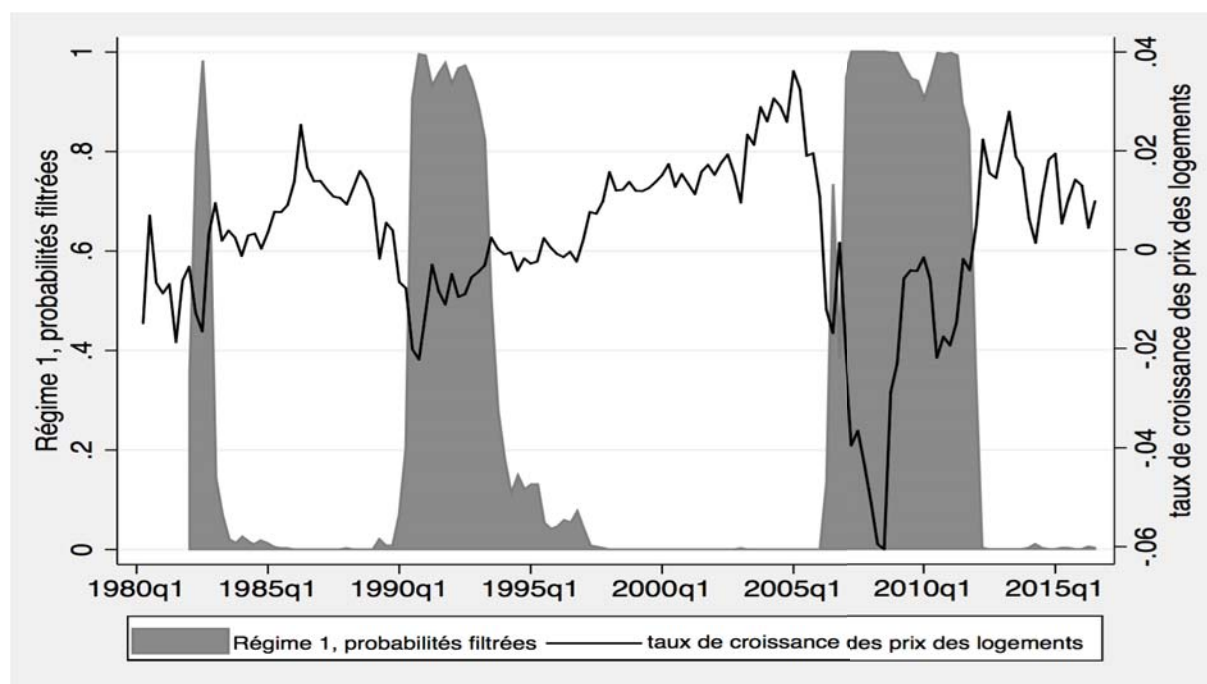
Tableau 4 Résultats d'estimation du modèle MS(2)-AR(7)

Paramètres et probabilités	Symboles	Estimés
Moyenne de $\Delta hp_t$ dans le régime 1	$\nu_1$	-0,0318***
Moyenne de $\Delta hp_t$ dans le régime 2	$\nu_2$	0,0073***
Probabilité de rester au régime 1 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 1 à la période $t$	$p_{11}$	0,823
Probabilité de rester au régime 2 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 2 à la période $t$	$p_{22}$	0,984
Variance du terme d'erreur	$\sigma^2$	0,0109
Durée moyenne dans le régime 1	-	5,67
Durée moyenne dans le régime 2	-	17,94
$p_{value}$ bootstrap de la statistique LR*	$p^B$	0,071**

Avant de déterminer les périodes de hausse et de baisse des prix de l'immobilier à l'aide des probabilités lissées obtenues à partir du modèle MS(2)-AR(7), il est essentiel de s'assurer que les estimés de  $\Theta$  sont non linéaires, en particulier les moyennes de la série dans les deux régimes. À cette fin, la procédure de rééchantillonnage par bootstrap proposée par Di Sanzo (2009) est utilisée pour effectuer le test de linéarité. L'hypothèse nulle d'absence de changement de régimes du test dans laquelle les moyennes dans les deux régimes sont égales est testée contre l'hypothèse alternative de changement de régime dans laquelle les moyennes



Figure 2 Probabilités filtrées, régime 1 (baisse des prix des logements)



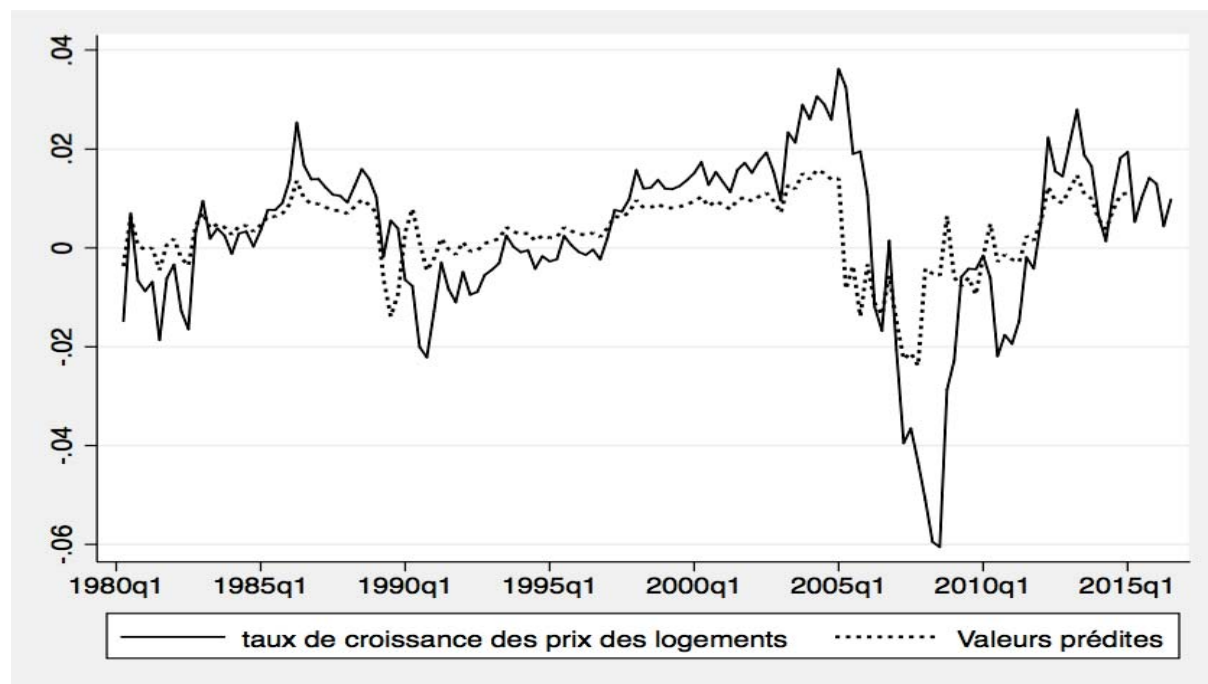
Notes : résultats obtenus avec le modèle MS(2)-AR(7).

sont différentes. Di Sanzo (2009) fournit un algorithme qui estime le modèle linéaire et obtient ensuite ses résidus normalisés. La statistique du test LR est calculée dans la troisième étape. Dans la quatrième étape, l'algorithme génère les résidus bootstrap en utilisant les résidus normalisés du modèle linéaire. L'échantillon bootstrap est construit à la cinquième étape à l'aide des résidus de bootstrap. Enfin, la statistique du test LR de la procédure bootstrap ( $LR^*$ ) est calculée à partir de l'échantillon bootstrap et des étapes quatre et cinq répétées à 499 fois.<sup>8</sup> La p-value bootstrap est ensuite calculée par la formule  $p^B = \text{nombre}(LR^* \geq LR) / 499$ , avec "nombre" indiquant le nombre de fois où  $LR^* \geq LR$ . Les résultats présentés dans le Tableau 4 suggèrent le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de changement de régimes au seuil de 10%. En d'autres termes, le résultat du test est en faveur d'une non-linéarité, avec un changement de régimes pour expliquer les mouvements des prix des logements.

Le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de changement de régimes corrobore l'existence de non-linéarité des prix des logements. Ainsi, les périodes de hausse et de baisse de ces prix peuvent être déterminées sur la base de l'estimation du modèle MS(2)-AR(7). Le chapitre utilise la procédure de Hamilton (1989) pour construire les séries de hausse et de baisse des prix des logements. Cette procédure est basée sur la probabilité lissée pour construire les séries des deux différents régimes. La probabilité lissée permet d'avoir de meilleures estimations de la

8. L'étude suit Di Sanzo (2009) et choisit de répéter ces étapes à 499 fois.

Figure 3 Valeurs prédites du taux de croissance des prix des logements (modèle MS(2)-AR(7))



Notes et sources : En ligne pleine, il s'agit de la série réelle des prix des logements exprimée en taux de croissance ( $\Delta hp_t$ ) et en pointillé, il s'agit des valeurs prédites de cette dernière obtenues avec le modèle MS(2)-AR(7).

probabilité des régimes avec l'utilisation de toutes les informations de l'échantillon. Hamilton (1989) propose que le régime 1 (baisse) est l'état où la probabilité lissée est supérieure à 0,5 et le régime 2 (hausse) l'état où la probabilité lissée est inférieure ou égale à 0,5. Selon cette procédure, le chapitre définit et détermine  $\Delta hp_{baisse}$  la série où les prix des logements connaissent une baisse et  $\Delta hp_{hausse}$  la série où ils sont en augmentation.

#### 4 Effets des prix des logements sur la consommation

Les effets macroéconomiques des prix des logements sont déterminés dans cette section. Plus spécifiquement, le chapitre détermine et compare la réaction de la consommation aux changements des prix des logements. À cette fin, il examine dans un premier temps les estimations de l'élasticité de la consommation aux périodes de hausse et de baisse des prix des maisons. En d'autres termes, la variation en pourcentage de la consommation due à une variation de 1% des prix des logements est examinée, les périodes de hausse et de baisse prises en compte. Dans une deuxième étape, un test sur la différence entre les deux élasticités est effectué afin de conclure s'il y a ou non une réaction asymétrique de la consommation.

La consommation est mesurée par les dépenses personnelles de consommation extraites

de la base de données du Bureau américain d'Analyse Économique (BEA). Dans l'analyse de sensibilité, les composantes de la consommation, c'est-à-dire les dépenses personnelles en biens durables, en biens non durables et en services, sont prises en compte pour vérifier la robustesse des résultats de base. Un vecteur de variables de contrôle composé du PIB, du taux d'intérêt<sup>9</sup>, du taux de prêts hypothécaires à 5 ans et du taux de chômage est inclus dans les estimations. Les sources des variables sont présentées dans le Tableau A5.4. Toutes les variables sont corrigées des variations saisonnières, rendues réelles par leurs indices de prix relatifs et couvrent la période entre T1-1980 et T4-2016. Les prix des logements, la consommation et le PIB sont exprimés en taux de croissance, tandis que le taux d'intérêt, le taux d'intérêt hypothécaire et le taux de chômage sont en niveau. Le modèle à estimer est donné par l'équation (2.14), avec possibilité de présence d'endogénéité des variables. L'estimation est effectuée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.

$$\Delta conso_t = constant + \beta_{baisse} \Delta hp_{(baisse)_t} + \beta_{hausse} \Delta hp_{(hausse)_t} + control + \epsilon_t \quad (2.14)$$

Le Tableau 5 présente les résultats de l'estimation. La colonne 1 du tableau montre que l'élasticité de la consommation à la baisse des prix des logements ( $\Delta hp_{baisse}$ ) est de 0,2758 en absence de contrôles. Elle est positive et statistiquement significative au seuil de 1%. Ce résultat suggère qu'une baisse de 1% des prix des logements entraîne une baisse de 0,2758% de la consommation. Quant au niveau de hausse des prix ( $\Delta hp_{hausse}$ ), l'élasticité obtenue est positive (0,0473), mais elle n'est pas statistiquement différente de zéro. La différence entre les deux élasticités est positive (0,2285) et significative au seuil de 5%.<sup>10</sup> Ce résultat est en faveur de l'existence d'asymétrie dans les réponses de la consommation aux changements des prix des maisons, avec une sensibilité plus forte lorsque les prix des logements sont en baisse. L'ajout du vecteur de variables de contrôle dans l'estimation confirme l'asymétrie dans la réaction de la consommation. En effet, la prise en compte du PIB (colonne 2 du tableau) fournit une élasticité de la consommation positive et significative à la baisse des prix des logements et une élasticité positive, mais non significative à la hausse de ces prix. La différence entre les deux élasticités reste significative. L'ajout de nouveaux contrôles tels que le taux d'intérêt, le taux d'intérêt hypothécaire et le taux de chômage (colonne 3 du tableau) est également en faveur de réponse asymétrique de la consommation. Ces résultats suggèrent que la consommation est plus sensible aux prix des logements lorsque ces derniers sont en baisse.

---

9. Il s'agit du taux des fonds fédéraux

10. J'ai utilisé le test `lincom` disponible dans Stata14. Ce test calcule des estimations ponctuelles, des erreurs types, des statistiques t ou z, des valeurs p et des intervalles de confiance pour des combinaison linéaires de coefficients après toute commande d'estimation. Source : <https://www.stata.com/manuals13/r/lincom.pdf>

Tableau 5 Réponses de la consommation en périodes de hausse et de baisse des prix des logements

Consommation			
	(1)	(2)	(3)
$\Delta hp_{baisse}$ (p-value)	0,2758*** (0,000)	0,1325*** (0,001)	0,1123** (0,004)
$\Delta hp_{hausse}$ (p-value)	0,0473 (0,400)	0,0073 (0,873)	0,0015 (0,975)
$pib$ (p-value)		0,4937*** (0,000)	0,5029*** (0,000)
$int$ (p-value)			-0,1113*** (0,000)
$chom$ (p-value)			-0,0615** (0,033)
$txhypord5y$ (p-value)			-0,1471*** (0,000)
$\Delta hp_{baisse} - \Delta hp_{hausse}$ (p-value diff)	0,2285** (0,007)	0,1251* (0,072)	0,1108* (0,0816)

Les valeurs (.) sont des p-value. Les étoiles (\*\*\*), (\*\*), (\*) signifient que les estimés sont statistiquement différents de zéro à 1, 5 et 10% de niveau de confiance, respectivement. Définitions :  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$  sont les séries des prix des logements en périodes de baisse et de hausse de ces prix, respectivement. La consommation est mesurée par les dépenses personnelles des ménages,  $pib$  est le PIB,  $chom$  est le taux de chômage,  $txint$  est le taux d'intérêt et  $txhypord5y$  est le taux de prêts hypothécaires à 5 ans.  $\Delta hp_{baisse}$ ,  $\Delta hp_{hausse}$ ,  $consommation$  et  $pib$  sont en taux de croissance, alors que  $txint$ ,  $txhypord5y$  et  $chom$  sont en niveau. Toutes les variables sont en termes réels et couvrent la période T1-1980-T4-2016. p-value diff est la p-value de la différence entre  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$ .

## 5 Analyse de sensibilité

Cette section examine la robustesse des résultats. Tout d'abord, le chapitre se penche sur les composantes de la consommation dans l'analyse des réponses asymétriques de la consommation aux changements des prix des logements. Ensuite, le modèle CRM à trois régimes est appliqué aux prix des logements, au lieu d'un modèle à deux régimes. En effet, la détermination du nombre optimal de régimes à l'aide des critères d'information AIC et BIC (Tableau 3) est en faveur de deux (choix de AIC) et de trois (choix de BIC) régimes. Les résultats présentés ci-dessus sont basés sur le choix d'AIC (MS(2)-AR(7)). Il est donc important d'étudier la robustesse des résultats avec un modèle à trois régimes.

### 5.1 Autres mesures de la consommation

Les résultats présentés dans le Tableau 5 sont obtenus en utilisant une mesure de la consommation au niveau agrégé. Dans cette section, les composantes de la consommation agrégée - les dépenses en biens durables, en biens non durables et en services - sont utilisées à tour de rôle. Kaplan *et al.* (2016) mentionnent que la plupart des modèles macroéconomiques

sont spécifiés en termes de consommation non durable et suggèrent que l'élasticité de la consommation non durable aux prix des logements est la plus utile pour paramétrer ces modèles ou pour comparer leurs implications avec des données. Pour cette raison, le chapitre se concentre sur les composantes de la consommation afin d'étudier la robustesse des effets macroéconomiques asymétriques des prix des logements obtenus dans l'estimation de base. Les Tableaux 6, 7 et 8 présentent les nouveaux résultats. Les mêmes variables de contrôle sont prises en compte.

Le Tableau 6 montre que l'élasticité de la consommation en biens durables à la baisse des prix des logements est positive, mais n'est pas significative en présence des variables de contrôles. Lorsque les prix des logements sont en hausse, l'élasticité obtenue n'est pas statistiquement différente de zéro, avec ou sans les contrôles. En revanche, la différence entre les deux élasticités est positive, mais elle reste statistiquement non différente de zéro avec ou sans les variables de contrôle. Ce résultat suggère qu'il n'y a pas d'effets macroéconomiques asymétriques des prix des logements lorsque la consommation est mesurée par les dépenses en biens durables.

Le Tableau 7 présente les résultats obtenus lorsque la consommation est mesurée par les dépenses en biens non durables. Le tableau montre que l'élasticité à la baisse des prix des logements est positive et significative, alors que celle à la hausse n'est pas statistiquement différente de zéro. La colonne 1 montre que la différence entre les deux élasticités (sans contrôle) est statistiquement significative au seuil de 5%. Lorsque le PIB est ajouté comme un contrôle (colonne 2), la différence est également statistiquement significative au seuil de 5%. En outre, lorsque toutes les variables de contrôle (PIB, taux d'intérêt, taux de chômage, taux des prêts hypothécaires à 5 ans) sont prises en compte (colonne 3), la différence entre les deux élasticités est positive et statistiquement significative au seuil de 10%. Ce résultat est en faveur d'une réaction asymétrique de la consommation en biens non durables aux variations des prix des logements, avec un effet plus important lorsque ces variations sont en baisse.

Lorsque la consommation est mesurée par les dépenses en services, une réponse asymétrique aux changements des prix des logements n'apparaît qu'en absence de contrôles. Le Tableau 8 montre que l'élasticité à la baisse des prix des logements est positive et demeure statistiquement significative en absence de contrôles et lorsque seul le PIB est ajouté comme contrôle (colonnes 1 et 2). En présence de tous les contrôles (colonne 3), l'élasticité est positive, mais elle n'est pas statistiquement différente de zéro. Quant à l'élasticité à la hausse des prix des logements, elle est positive avec ou sans contrôles, mais elle est statistiquement non différente de zéro (colonnes 1, 2 et 3). Par ailleurs, la différence entre les deux élasticités est positive dans les trois cas, mais elle n'est statistiquement significative qu'en l'absence de

contrôles (0,1709), au seuil de 10%.

Les résultats ci-dessus montrent que les composantes de la consommation réagissent différemment aux changements des prix de l'immobilier. Ils révèlent que les dépenses en biens non durables sont plus sensibles aux variations. En particulier, cette mesure de la consommation réagit beaucoup plus en périodes de baisse des prix des logements et le résultat est significatif tant en l'absence qu'en présence de contrôles. En revanche, lorsqu'il s'agit des autres composantes de la consommation agrégée, une réponse asymétrique est moins évidente. Ces résultats sont concordants avec ceux de Kaplan *et al.* (2016), qui utilisent les dépenses en biens non durables comme mesure de la consommation.

Tableau 6 Réponse de la consommation en biens durables aux périodes de hausse et de baisse des prix des logements

<i>Consommation biens durables</i>			
	(1)	(2)	(3)
$\Delta hp_{baisse}$ (p-value)	0,1223* (0,087)	0,0467 (0,541)	0,0736 (0,339)
$\Delta hp_{hausse}$ (p-value)	0,0637 (0,466)	0,0427 (0,621)	-0,0355 (0,709)
$pib$ (p-value)		0,2601** (0,016)	0,2623** (0,015)
$txint$ (p-value)			0,0229 (0,680)
$chom$ (p-value)			-0,0338 (0,550)
$txhypord5y$ (p-value)			-0,0675 (0,315)
$\Delta hp_{baisse} - \Delta hp_{hausse}$ (p-value diff)	0,0585 (0,654)	0,0040 (0,975)	0,1091 (0,431)

Les valeurs (.) sont des p-value. Les étoiles (\*\*\*), (\*\*), (\*) signifient que les estimés sont statistiquement différents de zéro à 1, 5 et 10% de niveau de confiance, respectivement. Définitions :  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$  sont les niveaux des prix des logements en périodes de baisse et de hausse de ces prix, respectivement,  $pib$  est le PIB,  $chom$  est le taux de chômage,  $txint$  est le taux d'intérêt et  $txhypord5y$  est le taux de prêts hypothécaires à 5 ans.  $\Delta hp_{baisse}$ ,  $\Delta hp_{hausse}$ , la consommation des ménages en biens durables et  $pib$  sont en taux de croissance,  $txint$ ,  $txhypord5y$  et  $chom$  sont en niveau. Toutes les variables sont en termes réels et couvrent la période T1-1980-T4-2016. p-value diff est la p-value de la différence entre  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$ .

## 5.2 Estimation d'un modèle CRM à trois régimes

Le chapitre attribue les trois régimes du modèle CRM autorégressif à des périodes de baisse (régime 1), de normal (régime 2) et de hausse (régime 3) des prix des logements. L'écriture du modèle est présentée dans l'annexe A.3. Les critères d'information choisissent le retard optimal du processus autorégressif  $p=2$ , avec des valeurs respectives de -1092,772 et -1045,178 (Tableau A5.5). Le Tableau 9 présente les résultats de l'estimation du modèle MS(3)-

Tableau 7 Réponse de la consommation en biens non durables aux périodes de hausse et de baisse des prix des logements

<i>Consommation biens non durables</i>			
	(1)	(2)	(3)
$\Delta hp_{baisse}$ (p-value)	0,3916*** (0,000)	0,1850** (0,038)	0,1956** (0,031)
$\Delta hp_{hausse}$ (p-value)	0,0197 (0,858)	-0,0377 (0,705)	-0,0854 (0,443)
$pib$ (p-value)		0,7098*** (0,000)	0,7129*** (0,000)
$int$ (p-value)			-0,0436** (0,002)
$chom$ (p-value)			-0,0028** (0,004)
$txhypord5y$ (p-value)			-0,0140* (0,085)
$\Delta hp_{baisse} - \Delta hp_{hausse}$ (p-value diff)	0,3714** (0,025)	0,2228** (0,041)	0,2811* (0,084)

Les valeurs (.) sont des p-value. Les étoiles (\*\*\*), (\*\*), (\*) signifient que les estimés sont statistiquement différents de zéro à 1, 5 et 10% de niveau de confiance, respectivement. Définitions :  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$  sont les niveaux des prix des logements en périodes de baisse et de hausse de ces prix, respectivement,  $pib$  est le PIB,  $chom$  est le taux de chômage,  $txint$  est le taux d'intérêt et  $txhypord5y$  est le taux de prêts hypothécaires à 5 ans.  $\Delta hp_{baisse}$ ,  $\Delta hp_{hausse}$ , la consommation des biens non durables et  $pib$  sont en taux de croissance,  $txint$ ,  $txhypord5y$  et  $chom$  sont en niveau. Toutes les variables sont en termes réels et couvrent la période T1-1980 - T4-2016. p-value diff est la p-value de la différence entre  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$ .

AR(2). Il montre que les estimés de la moyenne sont positifs et significatifs dans les régimes 2 et 3, au seuil de 5%. Ils sont respectivement de 0,0080 et 0,0195. En revanche, la moyenne dans le régime 1 n'est pas statistiquement différente de zéro. Ces résultats suggèrent que le modèle MS(3)-AR(2) n'identifie pas le régime 1 (périodes de baisse des prix des logements) et que les prix des logements ne connaîtraient que deux régimes, à savoir les périodes des prix dites normales (régime 2) et à la hausse (régime 3) des prix. Ce résultat semble contredire l'inférence obtenue avec les probabilités lissées. Le modèle MS(3)-AR(2) identifie en effet environ trois périodes de baisse des prix des logements, à savoir les débuts des années 1980 et 1990, mais aussi dans les années 2010 (Figure 4). Pour le régime normal, le modèle identifie la majeure partie des périodes comme appartenant à ce régime (Figure 5). Quant au régime de hausse des prix des maisons, il est quasiment inexistant (Figure 6). De plus, les valeurs prédites obtenues à partir du modèle ne semblent pas bien reproduire la série des prix des logements (Figure 7). Le modèle MS(3)-AR(2) ne serait alors approprié pour modéliser la série des prix des logements et déterminer les différents régimes de la série.

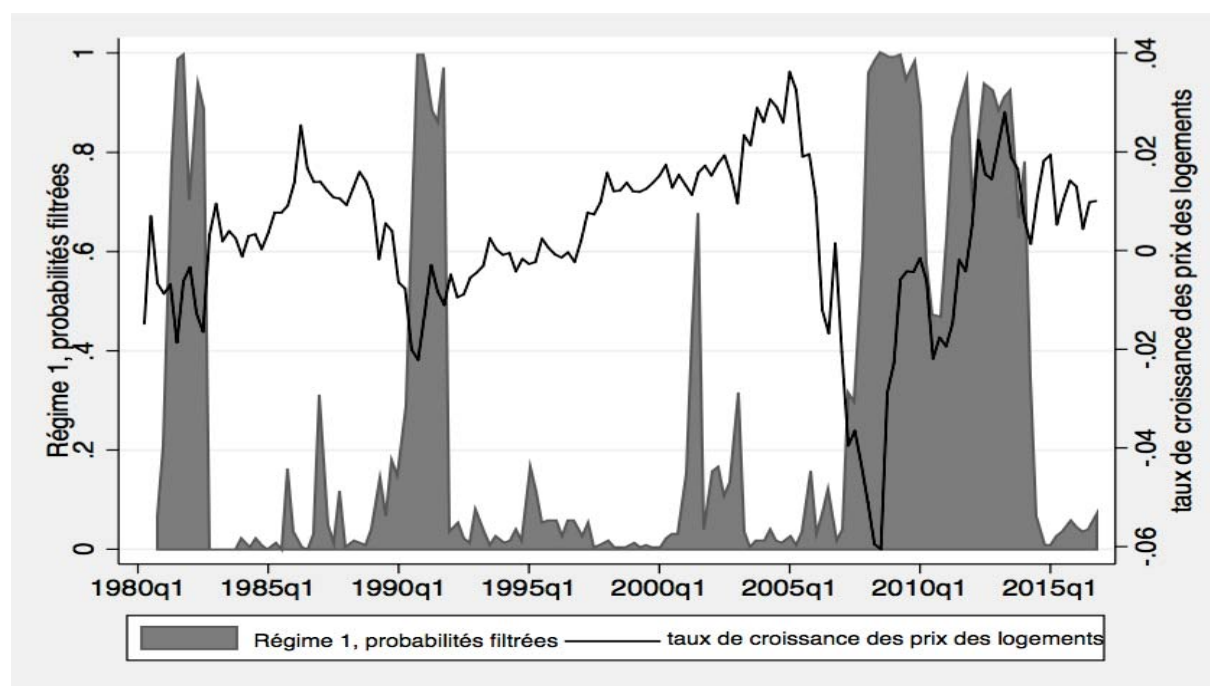


Tableau 8 Réponse de la consommation en services aux périodes de hausse et de baisse des prix des logements

<i>Consommation en services</i>			
	(1)	(2)	(3)
$\Delta hp_{baisse}$ (p-value)	0,2256*** (0,000)	0,1042** (0,035)	0,0625 (0,151)
$\Delta hp_{hausse}$ (p-value)	0,0546 (0,375)	0,0208 (0,706)	0,0472 (0,380)
$pib$ (p-value)		0,4180*** (0,000)	0,4309*** (0,000)
$int$ (p-value)			-0,1582*** (0,000)
$chom$ (p-value)			-0,0935** (0,004)
$txhypord5y$ (p-value)			-0,2376*** (0,000)
$\Delta hp_{baisse} - \Delta hp_{hausse}$ (p-value diff)	0,1709* (0,065)	0,0834 (0,318)	0,0152 (0,845)

Les valeurs (.) sont des p-value. Les étoiles (\*\*\*), (\*\*), (\*) signifient que les estimés sont statistiquement différents de zéro à 1, 5 et 10% de niveau de confiance, respectivement. Définitions :  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$  sont les niveaux des prix des logements en périodes de baisse et de hausse de ces prix, respectivement,  $pib$  est le PIB,  $chom$  est le taux de chômage,  $txint$  est le taux d'intérêt et  $txhypord5y$  est le taux de prêts hypothécaires à 5 ans.  $\Delta hp_{baisse}$ ,  $\Delta hp_{hausse}$ , la consommation des ménages en services et  $pib$  sont en taux de croissance,  $txint$  et  $txhypord5y$  et  $chom$  sont en niveau. Toutes les variables sont en termes réels et couvrent la période T1-1980 - T4-2016. p-value diff est la p-value de la différence entre  $\Delta hp_{baisse}$  et  $\Delta hp_{hausse}$ .

Figure 4 Probabilités filtrées, régime 1 (baisse des prix des logements)



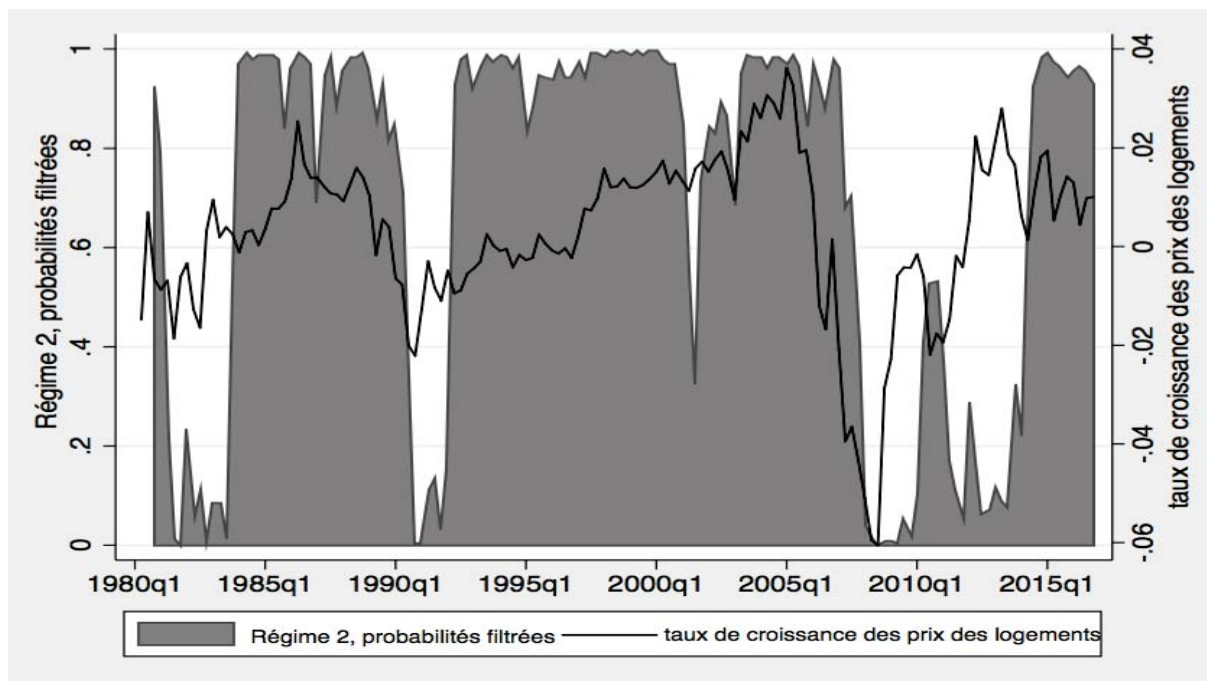
Notes : résultats obtenus avec le modèle MS(3)-AR(2).



Tableau 9 Résultats d'estimation du modèle MS(3)-AR(2)

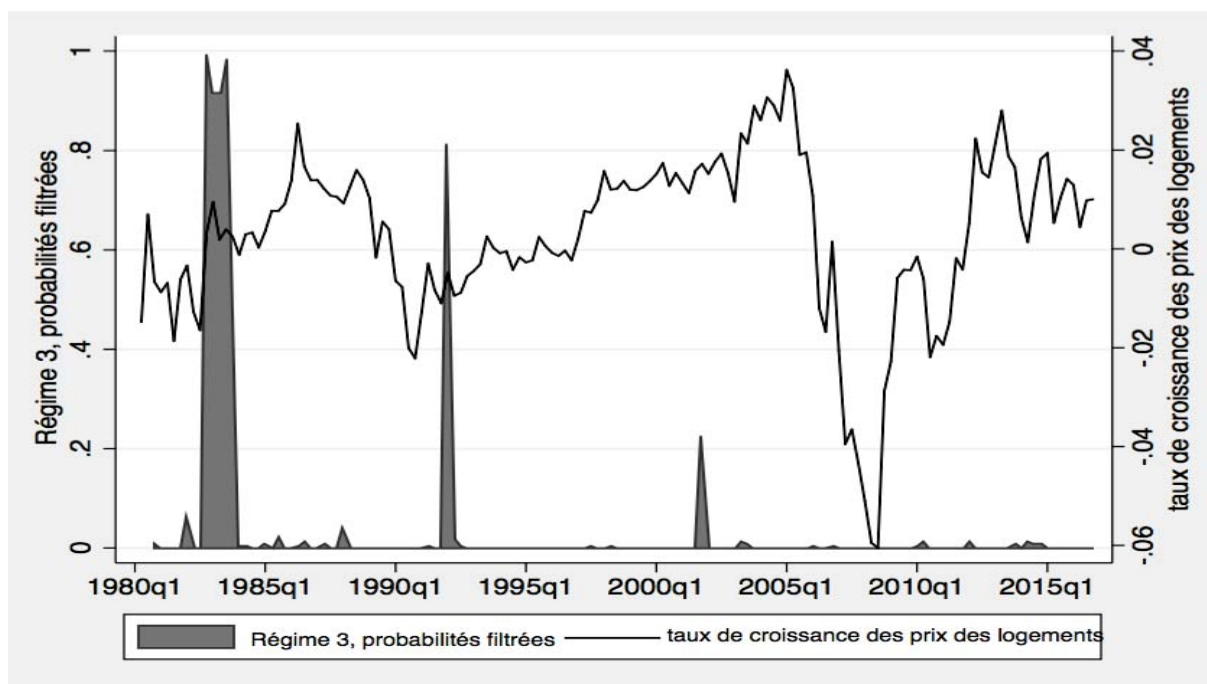
Paramètres et probabilités	Symboles	Estimés
Moyenne de $\Delta hp_t$ au régime 1	$\nu_1$	0,0011
Moyenne de $\Delta hp_t$ au régime 2	$\nu_2$	0,0080**
Moyenne de $\Delta hp_t$ au régime 3	$\nu_3$	0,0195**
Paramètre autorégressif en $t - 2$	$\rho_2$	0,0124
Probabilité de rester au régime 1 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 1 à la période $t$	$p_{11}$	0,92
Probabilité de rester au régime 1 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 2 à la période $t$	$p_{12}$	0,04
Probabilité de rester au régime 2 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 1 à la période $t$	$p_{21}$	0,03
Probabilité de rester au régime 2 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 2 à la période $t$	$p_{22}$	0,97
Probabilité de rester au régime 3 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 1 à la période $t$	$p_{31}$	0,00
Probabilité de rester au régime 3 en $t + 1$ , étant donné que le processus est au régime 2 à la période	$p_{32}$	0,37
Écart-type du terme d'erreur	$\sigma$	0,0047
Durée moyenne dans le régime 1	-	12,39
Durée moyenne dans le régime 3	-	28,69
Durée moyenne dans le régime 2	-	2,73

Figure 5 Probabilités filtrées, régime 2 (régime normal)



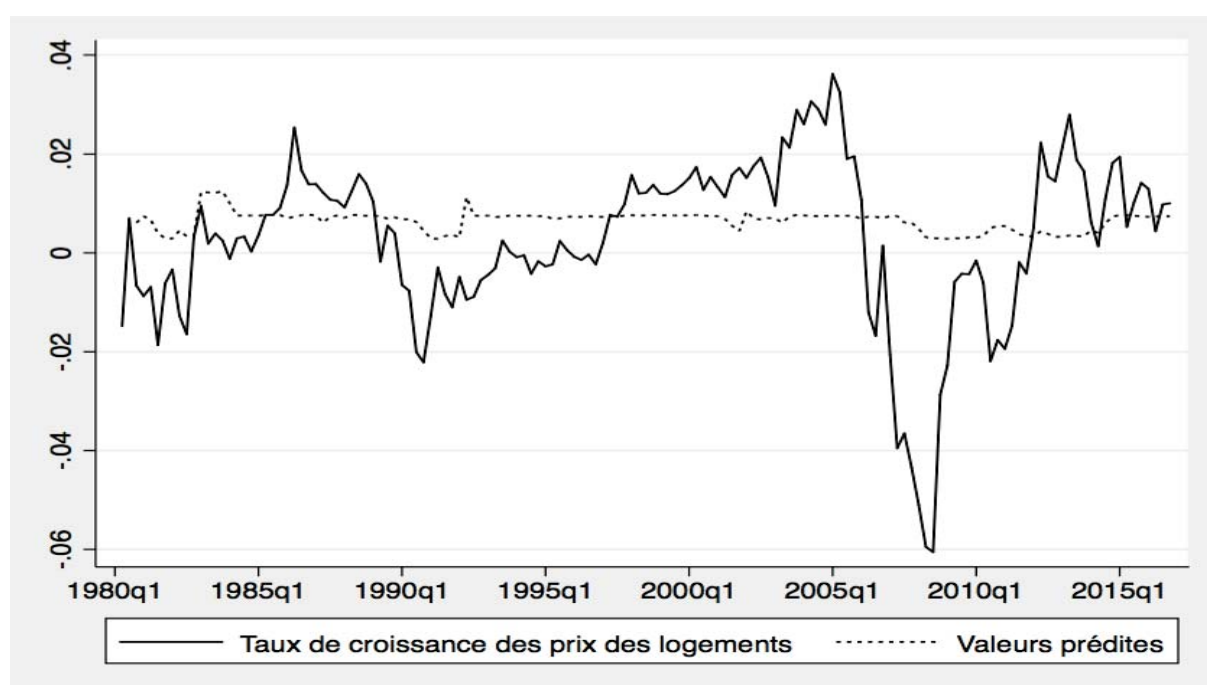
Notes : résultats obtenus avec le modèle MS(3)-AR(2).

Figure 6 Probabilités filtrées, régime 3 (flambée des prix des logements)



Notes : résultats obtenus avec le modèle MS(3)-AR(2).

Figure 7 Valeurs prédites du taux de croissance des prix des logements (modèle MS(3)-AR(2))



Notes et sources : En ligne pleine, il s'agit de la série réelle des prix des logements exprimée en taux de croissance et en pointillé, il s'agit des valeurs prédites de cette dernière obtenues avec le modèle MS(3)-AR(2).

## 6 Conclusion

Ce chapitre s'est concentré sur l'analyse de la notion d'asymétrie dans les liens entre l'activité économique et le secteur immobilier. Il a examiné si ce dernier peut être une source d'asymétries macroéconomiques. Le chapitre s'est donc intéressé aux effets macroéconomiques des prix des logements en analysant les réponses de la consommation aux périodes de hausse et de baisse de ces prix. La méthodologie adoptée a porté sur deux étapes. Dans la première, les périodes de hausse et de baisse des prix des maisons sont déterminées à l'aide des modèles à changement de régimes markovien. Ces modèles sont appliqués au taux de croissance de la série des prix des logements en raison de sa non-stationnarité lorsqu'elle est en niveau. Les résultats obtenus sont en faveur du modèle CRM à deux régimes avec un processus autorégressif d'ordre 7, MS(2)-AR(7). Les périodes de hausse et de baisse des prix des logements exprimés en taux de croissance sont donc déterminées à l'aide de ce modèle. Dans la deuxième étape, les réponses de la consommation aux variations des prix des logements sont étudiées en déterminant ses élasticités aux périodes de baisse et de hausse.

L'analyse de la notion d'asymétrie a consisté à comparer les deux élasticités de la consommation. Pour la consommation au niveau agrégé (dépenses de consommation personnelles des ménages), les résultats de base montrent que l'élasticité obtenue lorsque les prix des logements sont en baisse est positive et statistiquement significative. Elle est comprise entre 0,1123 et 0,2758. En revanche, l'élasticité obtenue en périodes de hausse des prix des logements n'est pas statistiquement différente de zéro. La différence statistiquement significative de ces élasticités donne des résultats en faveur d'une réaction asymétrique de la consommation, le secteur immobilier est donc une source d'asymétrie macroéconomique. Ces résultats sont robustes. Dans l'analyse de sensibilité, ils montrent que la consommation en biens non durables est plus sensible aux changements des prix des logements que des autres composantes de la consommation, à savoir les dépenses en biens durables et en services. L'élasticité de la consommation en biens non durables à la baisse des prix de l'immobilier est comprise entre 0,1956 et 0,3916, alors que celle à la hausse des prix n'est pas statistiquement différente zéro, avec une différence des élasticités statistiquement significative.

En réponse à la sensibilité de la consommation agrégée aux périodes de baisse des prix des logements, l'engagement de politiques monétaires est nécessaire pour soutenir les prix des logements. La consommation en biens non durables étant plus affectée, ces politiques devraient viser à accroître le bilan des ménages afin de les inciter à consommer davantage, et ce par le canal des effets de richesse.

Les modèles à changement de régimes markovien appliqués aux prix des logements ont

été utilisés dans ce chapitre parce qu'ils ne déterminent pas les régimes de manière arbitraire, contrairement aux approches de choix discrets, de triangularisation et de tendance. Ces modèles ont permis de caractériser le comportement des prix des logements de 1980 à 2016. En particulier, ces modèles ont permis d'identifier les périodes de hausse et de baisse selon un processus inobservé de Markov. Toutefois, la détermination du nombre de régimes étant complexe, l'utilisation des modèles à transition brutale TAR (Threshold Autoregressive) est plus facile parce qu'elle consiste simplement à déterminer le signe de la série. Par ailleurs, le test de linéarité appliqué est l'approche bootstrap de Di Sanzo (2009). Celle-ci présente l'avantage d'être facile à mettre en œuvre et ne nécessite pas de calculs intensifs. Elle fournit des résultats convaincants même avec un échantillon de petite taille. Néanmoins, utiliser une autre technique telle l'estimation asymptotique des valeurs critiques développée par Hansen (1992) et Garcia (1998) pourrait conforter la robustesse de la non-linéarité.

# COÛTS D'AJUSTEMENT DE L'INVESTISSEMENT RÉSIDENTIEL ET ASYMÉTRIES MACROÉCONOMIQUES

## 1 Introduction

L'investissement résidentiel, défini comme la construction de logements unifamiliaux, d'appartements et de condominiums neufs, ainsi que certaines améliorations et rénovations résidentielles, joue un rôle clé dans l'économie. D'une part, il a une incidence directe sur la production globale et l'emploi dans la construction de nouvelles maisons. D'autre part, l'investissement résidentiel génère un effet multiplicateur par l'achat d'autres biens qui sont généralement des biens de consommation durables lorsque les consommateurs achètent de nouvelles maisons. En outre, la contribution du secteur immobilier dans l'explication des fluctuations économiques se produit principalement par le biais de l'investissement fixe résidentiel. Bien qu'il n'ait jamais représenté plus de 7 % du PIB, l'investissement résidentiel a été à l'origine d'environ un quart des baisses du PIB pendant les récessions, en moyenne, depuis la Seconde Guerre mondiale (Leamer, 2007). De plus, l'investissement résidentiel est une composante du PIB, plus volatile que les autres, notamment l'investissement non résidentiel (voir Green, 1997, Leamer, 2007, Davis et Heathcote, 2005, Iacoviello, 2005, Iacoviello et Neri, 2010). Ainsi, la modélisation de l'offre de logements, des frictions qui l'affectent plus spécifiquement, pourrait aider à expliquer les cycles économiques.

Lorsque l'investissement résidentiel est considérée comme la construction de nouvelles maisons, il génère des irréversibilités qui résulte de l'inélasticité de l'offre de logements. Ces irréversibilités nécessitent l'engagement de coûts d'ajustement asymétriques dans le processus de construction des nouvelles maisons. Dans cette perspective, le chapitre modélise cette asymétrie des coûts d'ajustement et évalue sa contribution potentielle à l'asymétrie macroéconomique observée dans le Tableau 1. Plus spécifiquement, il développe un cadre d'équilibre général dans lequel des coûts d'ajustement asymétriques sont introduits dans le processus de construction. Par ailleurs, le modèle prend en compte deux types de ménages et deux

entreprises représentatives. Les ménages se distinguent par leur degré de patience, où les uns sont patients et les autres impatients. Les ménages patients consomment des biens non durables, investissent en capital et en immobilier, et possèdent un nombre infini d'entreprises en parfaite concurrence dans l'économie. Les ménages impatients consomment également des biens non durables et investissent dans l'immobilier. De plus, ils travaillent, empruntent aux ménages patients et sont confrontés à des contraintes d'emprunt. Quant aux entreprises, l'une produit les biens de consommation non durables en utilisant une technologie Cobb-Douglas qui combine du travail et du capital. L'autre entreprise est spécialisée dans la construction de nouvelles maisons et supporte des coûts d'ajustement asymétriques. Le modèle est simulé avec un choc de demande - le choc de préférence pour les logements.

Le chapitre apporte deux contributions à la littérature. Premièrement, il modélise l'irréversibilité de l'investissement résidentiel dans un cadre d'équilibre général dynamique par l'introduction des coûts d'ajustement asymétriques dans le processus de construction de nouvelles maisons. Topel et Rosen (1988) prennent en compte des coûts d'ajustement, mais ceux-ci sont plutôt quadratiques et leur cadre d'étude est empirique. Kenny (2003) modélise les coûts d'ajustement asymétriques, mais dans un cadre empirique d'équilibre partiel. Plus récemment, Iacoviello (2005) considère des coûts d'ajustement quadratiques de l'investissement résidentiel dans un cadre DSGE.<sup>1</sup> Deuxièmement, le chapitre évalue la contribution de l'asymétrie des coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel dans l'explication de l'asymétrie macroéconomique.

Calibrées sur des données américaines, les simulations montrent que la modélisation des coûts d'ajustement asymétriques dans le processus de construction de nouvelles maisons génère des réponses symétriques de l'investissement résidentiel et des prix des logements, mais les variables macroéconomiques réagissent de manière asymétrique. Les irréversibilités de l'investissement résidentiel induite par l'inélasticité de l'offre de logements conduisent à l'engagement d'importants coûts d'ajustement en présence de chocs négatifs pour empêcher l'investissement résidentiel de diminuer plus qu'il n'augmente en présence de chocs positifs. Cette asymétrie des coûts d'ajustement génère ainsi une réaction symétrique de l'investissement résidentiel, qui génère à son tour une réponse symétrique des prix des logements. La variation asymétrique des coûts d'ajustement s'absorbe dans le modèle par le stock de logements, qui est plus sensible lorsque le choc est négatif. Le stock de logements étant détenu par les ménages, sa baisse plus importante en présence du choc négatif induit une baisse plus significative des variables macroéconomiques, à savoir la consommation, l'investissement non résidentiel, la production, les heures de travail offertes et l'emprunt.

---

1. Ces coûts sont présents dans sa modélisation, mais sont nuls dans sa calibration.

Pour le reste du chapitre, la revue de la littérature est présentée à la section 2. La section 3 développe le cadre théorique du chapitre. La section 4 examine les résultats du modèle et la section 5 présente la conclusion et les remarques finales du chapitre.

## 2 Revue de la littérature

Le chapitre est à l'intersection de la littérature sur les effets macroéconomiques du secteur immobilier et la modélisation des coûts d'ajustement dans ce secteur. D'un point de vue théorique, le chapitre est lié à Guerrieri et Iacoviello (2017). Ces auteurs s'intéressent à l'explication des asymétries macroéconomiques et développent un modèle d'équilibre général avec des contraintes collatérales sur le patrimoine immobilier des ménages qui deviennent occasionnellement saturées. Ils montrent que ces contraintes génèrent des réponses asymétriques de la consommation en présence d'un choc de demande de logements. En effet, les auteurs constatent que lorsque les contraintes sont assouplies suite à une hausse des prix des logements, la consommation n'augmente que légèrement. Lorsque les contraintes sont resserrées suite à un effondrement des prix de l'immobilier, la consommation diminue fortement. Dans ce chapitre, l'investissement résidentiel est identifié comme l'un des mécanismes explicatifs des asymétries macroéconomiques dues à l'existence de coûts d'ajustement asymétriques dans le processus de construction des nouvelles maisons.

Le chapitre rejoint également la littérature empirique sur l'explication des asymétries macroéconomiques par le secteur immobilier. Prieto *et al.* (2016) étudient les effets asymétriques du secteur immobilier sur l'économie américaine en estimant un modèle vectoriel autorégressif (VAR) de paramètres variables dans le temps. Ils montrent que les chocs provenant du secteur immobilier sont devenus plus importants pour l'économie réelle depuis le début des années 2000. Ils trouvent également que les chocs immobiliers négatifs sont plus importants que les chocs positifs. Cheng et Chiu (2016) fournissent des preuves empiriques des effets non linéaires des chocs liés aux écarts de taux hypothécaires sur l'économie américaine en utilisant un modèle VAR à transition douce (smooth transition). Ils montrent que ces chocs entraînent une réaction plus prononcée de la production industrielle et des prix, mais aussi une baisse persistante des prix des maisons en périodes de récession.

Ce chapitre renvoie également à la littérature sur l'étude de la relation linéaire entre l'économie et le secteur immobilier dans un cadre d'équilibre général. Davis et Heathcote (2005) développent un modèle multisectoriel du secteur immobilier pour expliquer la dynamique de l'investissement résidentiel et pour montrer ses liens avec l'activité économique. Les auteurs constatent que l'investissement résidentiel co-varie avec le PIB et d'autres composantes du PIB en considérant les chocs technologiques comme la seule source des fluctuations. Iacoviello



et Neri (2010) ajoutent les rigidités nominales et les frictions financières dans le secteur des ménages au modèle multisectoriel du secteur immobilier de Davis et Heathcote (2005). La caractéristique de leur modèle est l'hétérogénéité des facteurs d'actualisation des ménages. Ils trouvent que les chocs monétaires, technologiques et de préférence pour les logements jouent un rôle important dans l'explication des liens entre l'investissement résidentiel et l'activité économique. Malgré l'accent mis sur l'investissement résidentiel, ces études n'abordent pas les asymétries économiques.

D'autres études théoriques ont également examiné la relation linéaire entre le secteur immobilier et l'économie. Iacoviello (2005) développe et estime un modèle d'équilibre général du cycle économique monétaire avec des agents hétérogènes, des prêts nominaux et des contraintes de garantie sur la valeur des maisons. L'auteur montre que les prix des logements jouent un important rôle dans la transmission de la politique monétaire par le biais des changements dans l'offre de crédit. En effet, il constate une réponse positive de la consommation à un choc positif des prix des logements lorsque le choc affecte d'abord la richesse et la capacité de crédit des emprunteurs. Liu *et al.* (2013) trouvent également une relation linéaire entre le secteur immobilier et l'économie en se concentrant sur les prix des terrains à l'aide d'une estimation bayésienne. Les auteurs montrent que les co-variations positives entre ces prix et l'investissement en capital sont le moteur de l'impact dynamique des prix des terrains sur l'économie. En outre, ils trouvent que les chocs de préférence pour les logements sont importants dans l'explication la dynamique des prix de l'immobilier.

Le chapitre fait également référence à la littérature sur le rôle dual des logements. En effet, les logements sont à la fois un bien de consommation durable et une garantie hypothécaire pour les emprunteurs. Iacoviello (2005) considère ce double rôle des logements dans son analyse de la transmission de la politique monétaire en équilibre général, où la solidité des bilans des emprunteurs affecte leur capacité d'endettement. Les emprunteurs sont confrontés à des contraintes de garantie liées à la valeur de leurs maisons. L'auteur montre un effet positif de la hausse des prix des logements sur la consommation en constatant que ces prix affectent principalement la richesse et la capacité de crédit des emprunteurs. De plus, il trouve que les effets de garantie permettent à son modèle de reproduire la réponse positive des dépenses au choc des prix des logements à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif. Campbell et Hercowitz (2009) utilisent un modèle similaire pour montrer que les contraintes collatérales peuvent expliquer la baisse de la volatilité agrégée des années 1980. Iacoviello et Neri (2010) considèrent également les logements comme une garantie pour les prêts dans leur étude sur les externalités du marché immobilier.

Enfin, le chapitre contribue à la littérature sur la modélisation des coûts d'ajustement

dans le secteur immobilier. Une grande partie de cette littérature se concentre sur l'analyse des effets de ces coûts sur l'offre de nouvelles maisons. Topel et Rosen (1988) utilisent un modèle d'investissement pour estimer les mises en chantier de logements unifamiliaux en présence de coûts marginaux dynamiques. Ils prennent en compte les coûts d'ajustement symétriques, mais soulignent la nécessité de considérer des dynamiques asymétriques de ces derniers. Kenny (2003) étend les travaux de Topel et Rosen (1988) et examine la dynamique globale de l'offre de maisons en présence des coûts d'ajustement asymétriques à l'aide d'un modèle non linéaire à correction d'erreurs. Il utilise des données britanniques et montre que les coûts d'ajustement associés à l'expansion de l'investissement résidentiel sont plus importants que ceux associés à la baisse de ce dernier. Cette littérature est essentiellement empirique. Le présent chapitre y contribue en modélisant les coûts d'ajustement asymétriques dans un cadre d'équilibre général.

### 3 Modèle

Cette section présente le cadre DSGE où sont développés les programmes pour les différents types d'agents du modèle. Du côté de la demande, les ménages patients se distinguent des ménages impatientes par leur degré de patience, comme dans Iacoviello (2005) et Iacoviello et Neri (2010). À l'équilibre, les premiers constituent une fraction des ménages qui sont prêteurs, tandis que les seconds sont considérés comme emprunteurs. Par ailleurs, les ménages impatientes sont confrontés à une contrainte d'emprunt qui les pousse à désaccumuler plus rapidement de la richesse, même en présence de petits chocs. Comme dans Iacoviello (2005) et, plus récemment Iacoviello et Neri (2010) et Liu *et al.* (2013), les logements jouent un double rôle, en tant que bien durable et en tant que garantie pour les emprunteurs. En outre, chaque type de ménage maximise une fonction d'utilité espérée dans laquelle la consommation de biens non durables et de logements est une spécification log-log. Du côté de l'offre, les biens de consommation non durables sont produits à l'aide d'une technologie Cobb-Douglas par une entreprise représentative, tandis que les nouvelles maisons sont construites par une autre entreprise représentative maximisant ses profits sous la contrainte de la loi de mouvement du stock de logements agrégé et des coûts d'ajustement asymétriques de l'investissement résidentiel agrégé.

#### 3.1 Ménages patients

Les ménages patients possèdent toutes les entreprises, les terrains et le capital de l'économie. Ils consomment des biens non durables et des biens durables (logements). Ils investissent également dans le capital et le logement, accordent des prêts aux ménages impatientes et louent

du capital au secteur de production des biens non durables. On suppose que ces ménages ne travaillent pas pour simplifier le modèle, étant donné qu'il n'y aurait pas de changement qualitatif sur le modèle. Ils maximisent leur fonction d'utilité :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln c_t + j_t \ln h_t) \quad (3.1)$$

où  $E_0$  est l'opérateur d'espérance,  $\beta$  est le facteur d'actualisation,  $c_t$  est la consommation en biens non durables,  $h_t$  est le stock de logements. Le terme  $j_t$  est le choc de préférence pour les logements. Il prend en compte les variations des ressources disponibles pour l'achat de nouvelles maisons par rapport à d'autres types de biens ou aux préférences des ménages. Le choc suit un processus autorégressif de premier ordre (équation (3.2)), où  $u_{j,t}$  est un processus indépendant et identiquement distribué (i.i.d) avec une variance  $\sigma_j^2$  et  $j$  est la valeur à l'état stationnaire du paramètre  $j_t$ .

$$\ln j_t = (1 - \rho_j) \ln j + \rho_j \ln j_{t-1} + u_{j,t} \quad (3.2)$$

Les agents patients maximisent leur utilité sous leur contrainte budgétaire (équation (3.3)) dont les ressources sont composées de la rémunération du capital du secteur de production ( $r_t k_t$ ), mais aussi du remboursement d'emprunts des ménages impatients ( $R_{t-1} b_{t-1}$ ). Ces prêts ont été accordés à la période  $t-1$  au taux d'intérêt nominal  $R_{t-1}$ . Les dépenses, en revanche, sont constituées de la consommation en biens non durables ( $c_t$ ), de l'investissement en capital ( $i_t$ ), de la valeur nette de leur stock de logements à la période  $t$ , où  $h_t$  et  $q_t$  sont respectivement le stock de logements et les prix des logements. En outre, les ménages patients prêtent aux ménages impatients ( $b_t$ ). L'équation (3.4) est la loi d'accumulation de leur stock de capital. Les paramètres  $\delta_k$  et  $\delta_h$  sont les taux de dépréciation du capital et des logements, respectivement. La variable  $r_t$  représente la rémunération du capital obtenue du secteur de production. L'annexe A.1.1 présente leur programme plus en détail.

$$c_t + q_t(h_t - (1 - \delta_h)h_{t-1}) + i_t + b_t = r_t k_t + R_{t-1} b_{t-1} \quad (3.3)$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta_k)k_t + i_t \quad (3.4)$$

### 3.2 Ménages impatients

Les ménages impatients travaillent, consomment des biens non durables et accumulent également des logements. Ils empruntent des ménages patients, le prêt étant reçu sous la forme d'un contrat financier garanti pendant une certaine période contre la valeur du stock de leurs maisons. Leur programme reste similaire à celui des ménages patients, à la différence qu'ils n'effectuent pas de l'investissement non résidentiel et que les ménages patients ne travaillent pas. Le revenu des ménages impatients est composé des salaires provenant du secteur de production, mais aussi des prêts des ménages patients. Quant à leurs dépenses, elles sont similaires à celles des ménages patients à la différence qu'ils n'effectuent pas d'investissement en capital. La principale différence par rapport au programme des ménages patients est la contrainte d'emprunt à laquelle ils sont confrontés (équation (3.7)). Cette contrainte signifie que les ménages impatients ne peuvent emprunter plus que la valeur espérée de leurs maisons, pondérée par le ratio prêt sur valeur,  $m$ .

Les variables ont la même signification que dans le cas des ménages patients, mais elles sont identifiées par l'indice *prime*. Les variables  $n_t$  et  $w_t$  sont respectivement les heures de travail effectuées par les ménages impatients pour la production des biens non durables et les rémunérations des salaires. Les paramètres  $\varphi$  et  $\eta$  sont respectivement la désutilité du travail et l'inverse de l'élasticité de l'offre de travail de Frisch. L'annexe A.1.2 présente leur programme plus en détail.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta'^t (\ln c'_t + j_t \ln h'_t + \varphi \frac{n_t^{1+\eta}}{1+\eta}) \quad (3.5)$$

s.à

$$c'_t + q_t(h'_t - (1 - \delta_h)h'_{t-1}) + R_{t-1}b'_{t-1} = w_t n_t + b'_t \quad (3.6)$$

$$b'_t \leq m E_t(q_{t+1} h'_t) \quad (3.7)$$

### 3.3 Secteur de production des biens non durables

Les biens de consommation non durables sont produits à l'aide d'une technologie Cobb-Douglas décrite par l'équation (3.8). Cette technologie combine le capital ( $k_t$ ) et le travail ( $n_t$ ). Cette entreprise est la propriété des ménages patients. Elle loue du capital auprès de

ces derniers et demande du travail aux ménages impatients. Elle rémunère le capital et le travail aux taux  $r_t$  et  $w_t$ , respectivement.

$$y_t = a_t(k_t)^\alpha(n_t)^{1-\alpha} \quad (3.8)$$

où  $a_t$  est le progrès technologique dans le secteur capital et  $\zeta_t$  est un processus i.i.d avec une variance  $\sigma^2$  et de moyenne nulle.

$$a_t = \rho_c a_{(t-1)} + \zeta_t \quad (3.9)$$

Les paramètres  $\alpha$  et  $(1 - \alpha)$  sont respectivement les parts du capital et du travail dans la production des biens de consommation non durables. L'annexe A.1.3 présente leur programme plus en détail. Le chapitre ne considère pas des coûts d'ajustement qui affectent les dépenses d'investissement en capital physique étant donné que ce dernier est un actif dont l'évolution est beaucoup moins contrainte que le capital immobilier. Néanmoins, la prise en compte de ces coûts peut faire l'objet d'une analyse complémentaire.

### 3.4 Secteur de construction des nouvelles maisons

Les nouvelles maisons sont construites à partir de la loi de mouvement du stock de logements agrégé ( $H_t$ ). Le programme des constructeurs détermine le niveau agrégé de l'investissement résidentiel ( $S_t$ ) qui sera réparti entre les ménages patients et les ménages impatients. Il est fonction du niveau des prix des logements ( $q_t$ ) et des coûts d'ajustement asymétriques de l'investissement résidentiel ( $AC_t$ ). Ces derniers sont pris en compte en raison de l'élasticité de l'offre de logements qui crée des irréversibilités pour l'investissement résidentiel. Leur modélisation devrait permettre d'éviter une baisse significative de cet investissement en présence de chocs négatifs. L'équation des coûts d'ajustement (équation (3.12)) est obtenue en s'inspirant de Kim et Ruge-Murcia (2009).<sup>2</sup> La fonction *exponentielle* modélise l'asymétrie des coûts d'ajustement, le paramètre  $\psi$  est strictement positif et mesure le degré de convexité de la fonction de coûts d'ajustement, tandis que  $\phi$  est un paramètre mesurant le degré d'asymétrie des coûts d'ajustement. Le paramètre d'asymétrie joue un rôle important dans le modèle. En effet, lorsque  $\phi = 0$ , la fonction  $AC_t$  est réduite à une fonction quadratique et les coûts d'ajustement sont symétriques. Cela suggère que les effets de chocs de même nature et de même ampleur, mais de signe opposé sont identiques en valeur absolue. Lorsque  $\phi \neq 0$ , les coûts sont asymétriques et l'interprétation varie en fonction du signe du paramètre. Lorsque  $\phi > 0$ , les coûts d'ajustement associés à une augmentation de l'investissement résidentiel

---

2. Ces auteurs définissent ces coûts dans le contexte de rigidités salariales.

sont supérieurs à ceux associés à une réduction de cet investissement, et inversement lorsque  $\phi < 0$ .

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \frac{\lambda_t^p}{\lambda_0^p} (q_t (H_t - (1 - \delta_h) H_{t-1}) - S_t) \quad (3.10)$$

s.à

$$H_t = (1 - \delta_h) H_{t-1} + (1 - AC_t) S_t \quad (3.11)$$

$$AC_t = \frac{\psi}{\phi^2} (\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) + \phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1) - 1) \quad (3.12)$$

Les constructeurs des nouvelles maisons maximisent leur fonction d'utilité espérée modélisée par l'équation (3.10), sous la contrainte de la loi de mouvement du stock de logements agrégé (équation (3.11)) et de la fonction de coûts d'ajustement (équation (3.12)). En incorporant les équations (3.11) et (3.12) dans l'équation (3.10), les constructeurs finissent par maximiser l'équation (3.13) et obtiennent la condition de premier ordre (CPO) décrite par l'équation (3.14). L'annexe A.1.4 présente leur programme plus en détail.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \frac{\lambda_t^p}{\lambda_0^p} (S_t (q_t (1 - (\frac{\psi}{\phi^2} (\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) + \phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1) - 1))) \quad (3.13)$$

$$\begin{aligned} 1 = q_t (1 - AC_t) + \frac{\psi}{\phi} q_t \frac{S_t}{S_{t-1}} [\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) - 1] \\ - \beta_p \frac{\lambda_{t+1}^p}{\lambda_t^p} \frac{\psi}{\phi} E_t q_{t+1} (\frac{S_{t+1}}{S_t})^2 [\exp(-\phi(\frac{S_{t+1}}{S_t} - 1))] \end{aligned} \quad (3.14)$$

Les paramètres  $\psi$  et  $\phi$  sont calibrés en procédant à une estimation par la méthode des moments généralisés (MMG) de la forme log-linéarisée de la CPO. Les détails de cette estimation sont présentés dans la section sur la calibration des paramètres du modèle.

### 3.5 L'équilibre du modèle

À l'équilibre, les ménages patients sont des prêteurs nets, tandis que les ménages impatients sont des emprunteurs nets (l'équation (3.15)). Sur les marchés des biens non durables et du logement, l'équilibre est décrit par les équations (3.16) et (3.17), respectivement.

$$b_t = -b'_t \quad (3.15)$$

$$C_t + I_t + S_t = y_t \quad (3.16)$$

$$(1 - AC_t)S_t = H_t - (1 - \delta_h)H_{t-1} \quad (3.17)$$

$$H_t = h_t + h'_t \quad (3.18)$$

où  $C_t = c_t + c'_t$  est la consommation agrégée,  $I_t = k_{t+1} - (1 - \delta_k)k_t$  est l'investissement en capital. En outre, l'équation (3.18) est le niveau de stock de logements agrégé. Toutes les équations du modèle sont présentées dans l'annexe A.2.

Après 40 ans, la valeur diminuerait de 47.3

### 3.6 Calibration

Le modèle est calibré sur une période annuelle et utilise des données américaines agrégées. Le Tableau 10 présente un résumé de la calibration. Cette dernière est basée sur la littérature, l'état stationnaire du modèle, mais aussi l'estimation empirique de certains des paramètres du modèle. À l'état stationnaire, le taux d'intérêt des prêts,  $R$ , est égal à l'inverse du facteur d'escompte, c'est-à-dire  $R = \frac{1}{\beta}$ . Sur une base annuelle, le taux d'intérêt réel est de 4%, ce qui implique  $\beta$  (des ménages patients) égal à 0,96. Le facteur d'actualisation des ménages impatients étant inférieur à celui des ménages patients,  $\beta'$  est supposé être égal à 0,95. À l'état stationnaire, l'investissement non résidentiel est égal au taux de dépréciation du capital multiplié par le stock de capital ( $i_{ss} = \delta_k k_{ss}$ ). Suivant Fagan et Messina (2009),  $\delta_k$  peut être fixé à 0,08. Le taux de dépréciation des logements,  $\delta_h$ , est fixé à 0,064.<sup>3</sup> L'élasticité de l'offre de travail de Frisch est fixée à  $\frac{2}{3}$ , selon Fagan et Messina (2009), soit une valeur de 1,5 du coefficient de l'offre de travail ( $\frac{1}{\eta}$ ). Cette valeur est conforme à la moyenne postérieure du

---

3. Gomme et Rupert (2007) trouve une valeur de 0,004 pour une dépréciation trimestrielle.

processus bayésien rapportée par Smets et Wouters (2007). Le paramètre de désutilité du travail,  $\varphi$ , est calibré en fixant le travail agrégé à l'état stationnaire à 0,33. Selon Monacelli (2008), le ratio prêt sur valeur annuel moyen des prêts hypothécaires,  $m$ , peut être fixé à 0,75. En ce qui concerne la production des biens non durables, le paramètre  $1 - \alpha$  est calibré comme la part du travail, représentant environ deux tiers du revenu. Ainsi, la part du capital dans le secteur de production,  $\alpha$ , est égale à 0,33.

Tableau 10 Calibration des paramètres

$\beta$	0,96	Facteur d'escompte pour les ménages patients
$\beta'$	0,95	Facteur d'escompte pour les ménages impatients
$\beta^h$	0,96	Facteur d'escompte pour les constructeurs
$\delta_{kc}$	0,08	Taux de dépréciation du capital dans le secteur de production
$\delta_{kh}$	0,03	Taux de dépréciation du capital dans le secteur de construction
$\delta_h$	0,064	Taux de dépréciation des logements
$\rho_j$	0,9	Paramètre autorégressif de la préférence pour les logements
$\rho_c$	0,9	Paramètre autorégressif du progrès technologique des biens non durables
$\varphi$	0,067	Paramètre de désutilité du travail
$\eta$	1,5	Inverse de l'élasticité Frisch de l'offre de travail
$m$	0,75	Ratio prêt-valeur (LTV)
$\alpha^c$	0,33	Part du capital dans la production des biens non durables
$\beta^h$	0,96	Facteur d'escompte pour les constructeurs des maisons
$j$	0,12	Valeur à l'état stationnaire du paramètre de préférence pour les logements
$\psi$	11,23	Paramètre mesurant le degré de convexité
$\phi$	-2,25	Paramètre mesurant le degré d'asymétrie

Les valeurs des paramètres de convexité et d'asymétrie,  $\psi$  et  $\phi$  respectivement, sont déterminées par une estimation par la méthode des moments généralisés (MMG) de la CPO du programme de maximisation du secteur de construction des nouvelles maisons (équation (3.14)). L'avantage de cette méthode est qu'elle résout les problèmes d'endogénéité avec les retards des variables en les considérant comme des instruments. Pour effectuer l'estimation, la CPO est transformée en une expansion de Taylor de second ordre (équation (A5.28)), où  $\tilde{S}_t$ ,  $\tilde{c}_t^p$  et  $\tilde{q}_t$  sont les déviations par rapport à l'état stationnaire de l'investissement résidentiel, de la consommation des ménages patients et des prix des logements, respectivement. Après un réarrangement (équations (A5.28) et (A5.29)), les paramètres  $\psi$  et  $\phi$  sont calibrés en estimant l'équation de la forme réduite (équation (3.19)).

$$q_t = \psi X_t + \psi \phi Y_t + \phi Z_t + 0,5(3)\tilde{S}_t^2 + \epsilon_t \quad (3.19)$$



où les éléments de la forme réduite sont :

1.  $X_t = (1 + \beta)\tilde{S}_t - (\tilde{S}_{t-1} - 0,5\tilde{S}_{t-1}^2 + \tilde{S}_t\tilde{S}_{t-1} + \tilde{S}_t\tilde{q}_t) - \beta E_t\tilde{S}_{t+1} - 0,5\beta\tilde{S}_t^2 - 0,5\beta(4)E_t\tilde{S}_{t+1}^2 + \beta(5)E_t\tilde{S}_{t+1}\tilde{S}_t + \beta E_t(\tilde{q}_{t+1}\tilde{S}_{t+1} + \tilde{c}_t^p\tilde{S}_{t+1} - \tilde{q}_{t+1}\tilde{S}_t - \tilde{c}_{t+1}^p\tilde{S}_{t+1})$
2.  $Y_t = 0,5\beta E_t\tilde{S}_{t+1}^2 - \beta E_t\tilde{S}_{t+1}\tilde{S}_t$
3.  $Z_t = 0,5\tilde{S}_t^2(-1 + \beta)$

L'équation (3.19) est estimée avec des données réelles et corrigées des variations saisonnières et au moyen de déviations d'une tendance. Ces données couvrent la période allant de 1980 à 2016. La série nominale des prix des logements est transformée en une série réelle par son indice des prix. Les deux variables sont extraites des bases de données de la Banque de Réserve Fédérale de Saint-Louis. L'investissement résidentiel et la consommation<sup>4</sup>, en séries réelles, sont extraits des bases du Bureau américain d'Analyse Économique. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le Tableau 11. Les estimés des paramètres de convexité ( $\psi$ ) et d'asymétrie ( $\phi$ ) sont respectivement de 11,23\*\* et -2,25\*\*. Ces résultats montrent que les deux paramètres sont statistiquement significatifs (au seuil de 5%). En d'autres termes, les coûts d'ajustement sont effectivement asymétriques ( $\phi \neq 0$ ). En outre, le signe négatif du paramètre d'asymétrie signifie des coûts d'ajustement plus élevés lorsque l'investissement résidentiel est en baisse. La Figure 8 obtenue avec les estimés de  $\phi$  et  $\psi$  montre comment les coûts d'ajustement réagissent aux changements de l'investissement résidentiel. Elle montre en particulier des coûts d'ajustement considérables lorsque l'investissement résidentiel est négatif.

Tableau 11 Estimation des paramètres  $\phi$  et  $\psi$  par la méthode des moments généralisés

Estimés	Résultats régression	z-stat	P-value(z)
Constante	-0,11	-3,31	0,001
$\phi$	-2,25**	-3,22	0,001
$\psi$	11,23**	2,63	0,009

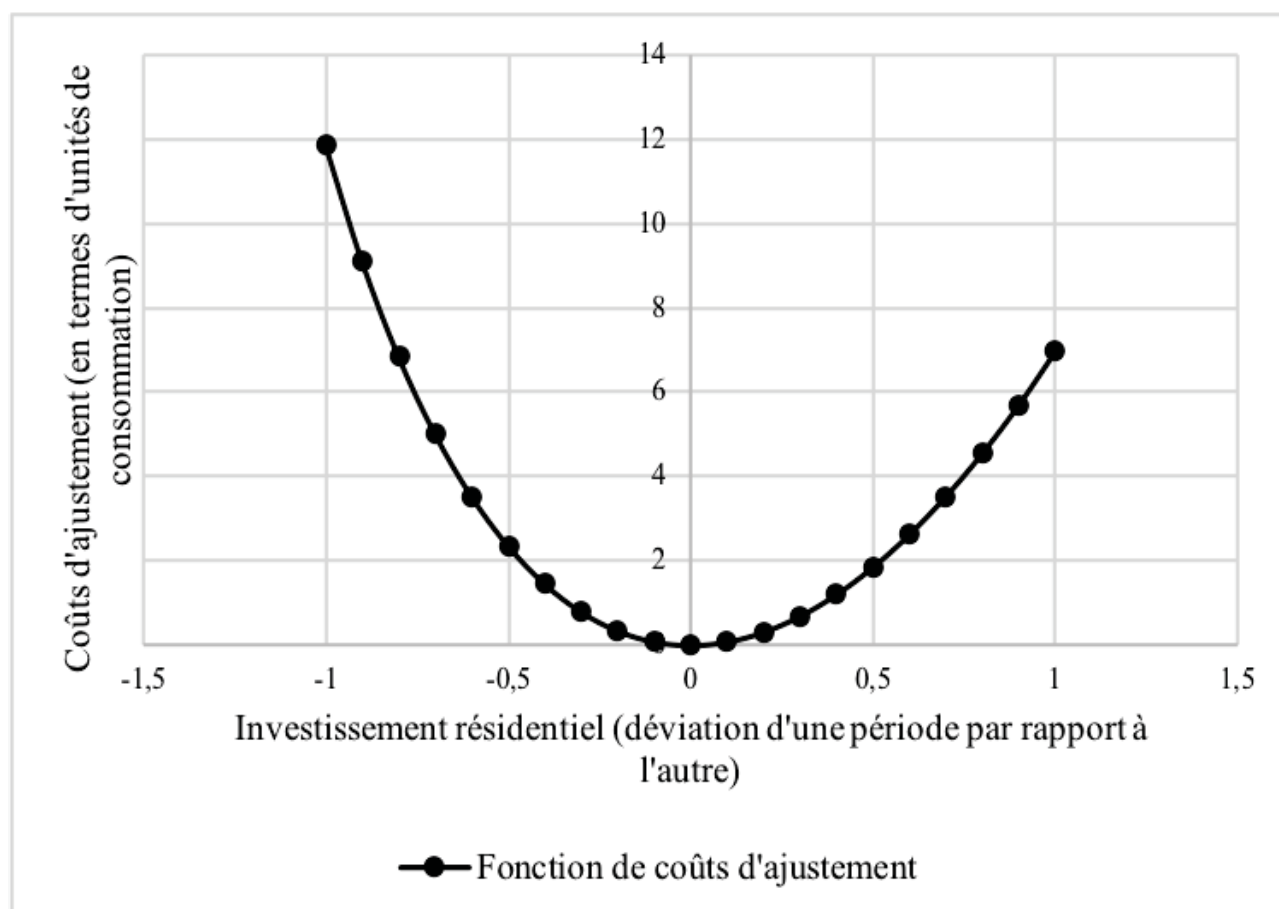
## 4 Résultats

Cette section présente les résultats des simulations obtenues avec un choc de demande - la préférence pour les logements. La contribution de l'asymétrie des coûts d'ajustement de

---

4. À défaut d'avoir des données de consommation pour les ménages patients uniquement, je me suis rabattue sur des données de consommation totale.

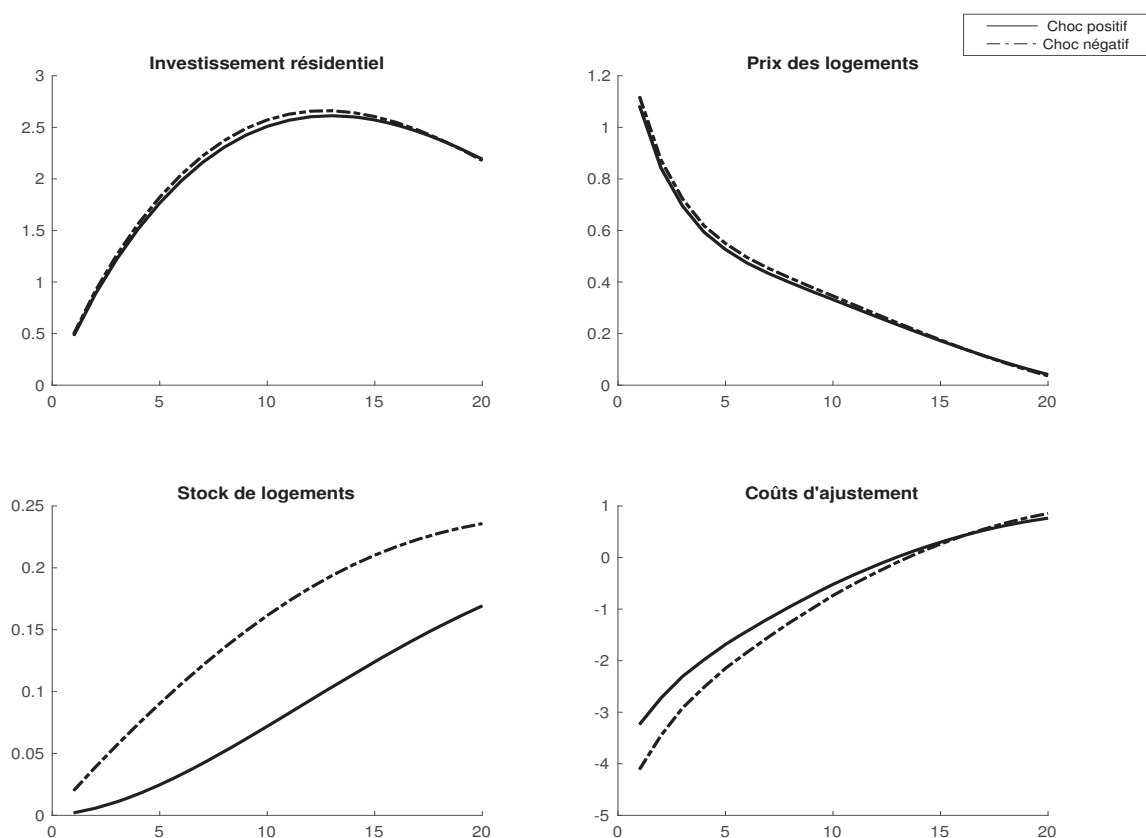
Figure 8 Fonction de coûts d'ajustement asymétriques



l'investissement résidentiel étant examinée dans le chapitre, la notion d'asymétrie est donc analysée en comparant l'ampleur lorsque le même choc est de signe opposé. Des asymétries macroéconomiques sont alors observées lorsque l'impact du choc négatif est supérieur à celui du choc positif. Les simulations sont effectuées avec un écart-type de 4,16% comme dans Iacoviello et Neri (2010). Les réponses sont présentées sous forme de déviation en pourcentage par rapport à l'état stationnaire. Les réponses au choc positif sont celles en trait plein et celles au choc négatif sont les réponses en trait pointillé.

La Figure 9 présente les réponses des variables du secteur immobilier, notamment l'investissement résidentiel, les prix des logements, le stock de logements et les coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel. Elle montre qu'un choc positif de préférence pour les logements augmente les prix des logements et l'investissement résidentiel. En effet, lorsque la préférence pour les logements augmente (choc positif), la demande de logement augmente. Face à un ajustement lent de l'offre de nouvelles maisons en raison des coûts d'ajustement,

Figure 9 Réponses de l'investissement résidentiel et des prix des logements à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 4,16% (réponses au choc négatif multipliées par -1)



Note : L'axe des ordonnées mesure le pourcentage de déviation de la variable par rapport à sa valeur à l'état stationnaire.

les prix des logements augmentent pour répondre à la hausse de la demande. Cela encourage la construction de nouvelles maisons, ce qui augmente l'investissement résidentiel. Comme il s'agit d'un choc positif, les coûts d'ajustement encourus sont moindres. D'autre part, la hausse de l'investissement résidentiel engendre un accroissement du stock de logements.

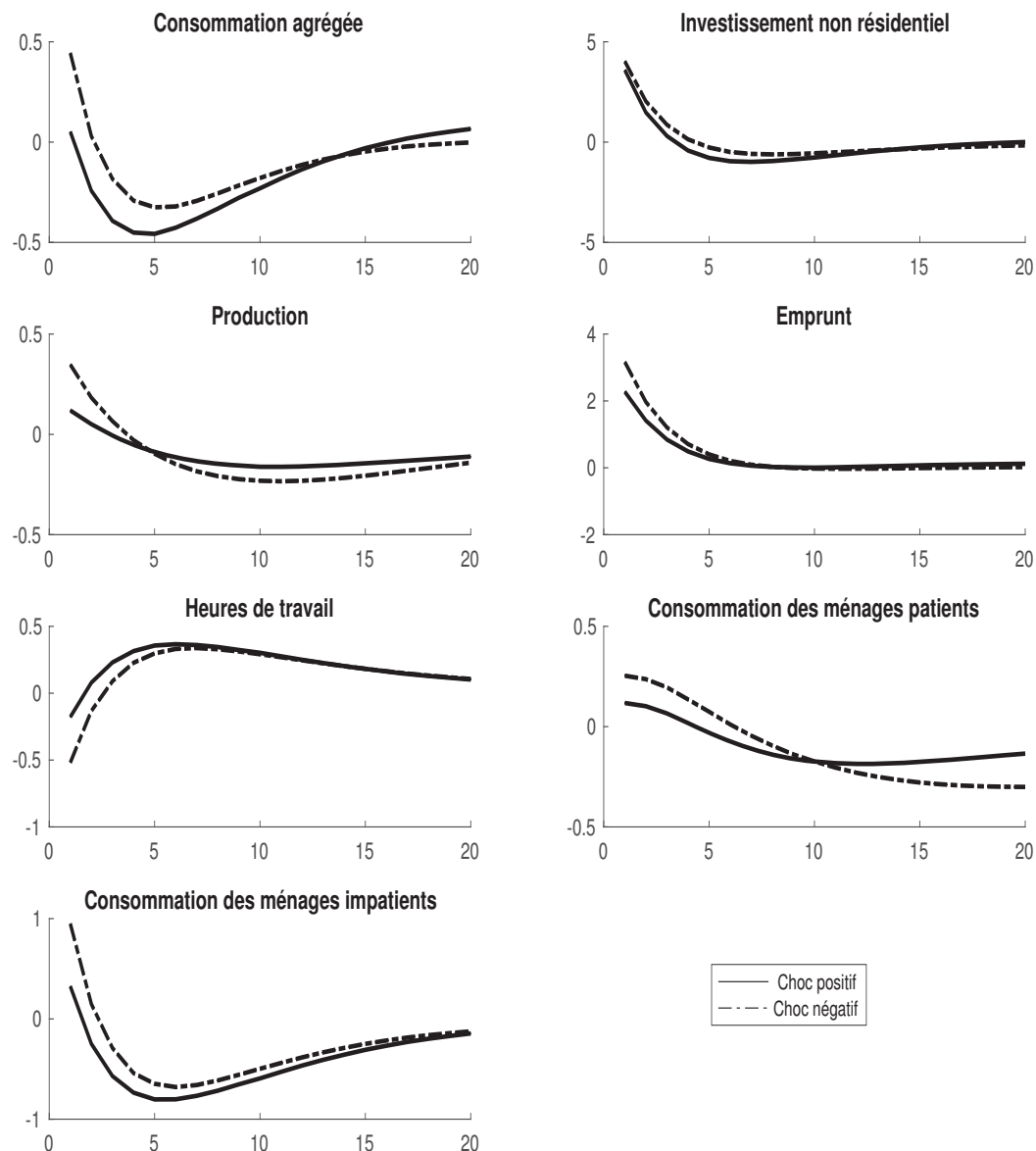
Lorsque le choc est négatif, les variables du secteur immobilier réagissent de manière inverse par rapport. Cependant, l'investissement résidentiel et les prix des logements répondent au choc négatif de manière symétrique, tandis que les coûts d'ajustement et le stock de logements réagissent de manière asymétrique. En effet, en présence du choc négatif, les coûts d'ajustements augmentent beaucoup plus qu'ils ne diminuent en présence du choc positif. Cette augmentation plus importante s'opère pour empêcher une baisse significative de l'investissement résidentiel en raison des irréversibilités de ce type d'investissement créées par

l'inélasticité de l'offre de logements. Cela conduit, d'une part, à une réaction symétrique de l'investissement résidentiel, qui à son tour conduit à une réaction tout aussi symétrique des prix des logements. D'autre part, la réponse asymétrique des coûts d'ajustement est absorbée par une baisse significative du stock de logements (voir l'équation (3.17)), ce qui génère une réaction asymétrique du stock.

Les réponses des variables macroéconomiques au choc de préférence pour les logements sont présentées dans la Figure 10. Celle-ci montre que la consommation agrégée, la production des biens non durables, l'investissement non résidentiel et l'emprunt des ménages augmentent lorsque le choc est positif, tandis que les heures de travail diminuent avec le même type de choc. En effet, avec la hausse des prix des logements suite au choc positif (Figure 9), les ménages, patients et impatients, sont plus riches car la valeur de leurs maisons augmente avec la hausse des prix des logements. Cela favorise une augmentation de leur consommation et conduit à une augmentation de la consommation agrégée. Il en résulte un accroissement de la production de biens non durables et de l'investissement non résidentiel. En outre, le nombre d'heures de travail diminue avec le choc positif, car les ménages impatients sont devenus plus riches avec l'augmentation des prix des maisons et travaillent moins. En outre, ces ménages peuvent bénéficier davantage de prêts des ménages patients, car ils deviennent plus solvables. Cela augmente les emprunts. Ces résultats sont cohérents avec ceux que l'on trouve dans la littérature, notamment les résultats de Iacoviello et Neri (2010) et de Liu *et al.* (2013) montrant que les chocs de demande pour les logements génèrent de fortes fluctuations dans le cycle économique par le biais du canal des garanties.

Lorsque le choc de préférence pour les logements est négatif, les variables macroéconomiques réagissent de manière inverse par rapport aux résultats ci-dessus. De plus, l'impact est plus important et les réactions sont plutôt asymétriques (Figure 10). D'une part, la consommation agrégée, la production des biens non durables, l'investissement non résidentiel et l'emprunt diminuent beaucoup plus qu'ils n'augmentent lorsque le choc est positif. D'autre part, les heures de travail augmentent plus qu'elles ne diminuent en présence d'un choc positif. La réaction asymétrique des variables macroéconomiques s'explique par l'importance des coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel lorsque le choc est négatif. En plus de subir la baisse des prix des logements suite au choc négatif, les deux types de ménages supportent également les coûts d'ajustement accrus qui sont absorbés par une baisse du stock de logements agrégé (somme des stocks de logements de deux types de ménages, voir l'équation (3.18)). Par conséquent, la consommation des ménages diminue de manière plus significative, ce qui entraîne une baisse plus importante de la production et de l'investissement non résidentiel. Étant moins solvables à mesure que les prix des maisons baissent, les ménages impatients reçoivent moins de prêts, ce qui réduit l'emprunt reçu des ménages patients. Ils

Figure 10 Réponses des variables macroéconomiques agrégées à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 4,16% (réponses au choc négatif multipliées par -1)



Note : L'axe des ordonnées mesure le pourcentage de déviation de la variable par rapport à sa valeur à l'état stationnaire.

augmentent alors leur nombre d'heures de travail. Ainsi, des asymétries macroéconomiques sont observées en présence d'une asymétrie des coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel. Ce résultat, bien que pertinent, reconnaît le manque de persistance dans les réponses

par rapport à d'autres études telles que Liu *et al.* (2013). Ce manque de persistance peut être dû à plusieurs éléments comme l'inertie des contraintes d'emprunt, la persistance dans les habitudes et les contraintes d'emprunt pour les entrepreneurs. Par ailleurs, les coûts d'ajustements importants à la baisse contraignent fortement l'économie, ce qui pourrait être négatif pour le bien-être des ménages.

## 5 Conclusion

Ce chapitre a exploré la contribution des coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel dans l'explication des asymétries macroéconomiques. Dans un cadre d'équilibre général avec des agents hétérogènes, l'investissement résidentiel est modélisé par la construction de nouvelles maisons. Des coûts d'ajustement asymétriques sont introduits dans le processus de construction en raison de l'inélasticité de l'offre des maisons qui génère des irréversibilités pour ce type d'investissement. La modélisation de cette asymétrie des coûts permet d'éviter des changements significatifs de l'investissement résidentiel en présence de chocs macroéconomiques négatifs. Le modèle est simulé avec des données américaines et considère choc de demande, le choc de préférence pour les logements plus précisément.

Les simulations montrent que la modélisation des coûts d'ajustement dans le secteur de construction des nouvelles maisons contribue à expliquer l'asymétrie macroéconomique. En effet, les résultats obtenus révèlent qu'en raison de l'asymétrie des coûts d'ajustement dans le processus de construction des nouvelles maisons, l'investissement résidentiel réagit de manière symétrique. En d'autres termes, l'engagement d'importants coûts d'ajustement en présence d'un choc de préférence pour les logements négatif a empêché une baisse plus significative de l'investissement résidentiel. L'ampleur de la réaction observée demeure équivalente à celle obtenue lorsque le choc est positif. Cette réaction de l'investissement résidentiel a généré à son tour à une réponse symétrique des prix des logements. Les simulations montrent également qu'en présence du choc négatif le stock de logements agrégé diminue plus qu'il n'augmente lorsque le choc est positif pour absorber la hausse des coûts d'ajustement. Il en résulte une diminution du stock de logements des deux types de ménages, ce qui génère une réaction asymétrique et plus importante des variables macroéconomiques lorsque le choc est négatif. En effet, en plus de subir la baisse des prix des maisons lorsque le choc est négatif, les ménages patients et impatientes supportent l'augmentation des coûts d'ajustement par le biais de leur stock de logements. Ils réduisent alors leur consommation, ce qui implique une baisse de la production agrégée et de l'investissement non résidentiel. De plus, l'emprunt accordé aux ménages impatientes diminue et ces derniers réagissent en augmentant leur offre de travail.

# ENDETTEMENT DES MÉNAGES ET ASYMÉTRIES MACROÉCONOMIQUES : LE CAS DE LA FINLANDE

## 1 Introduction

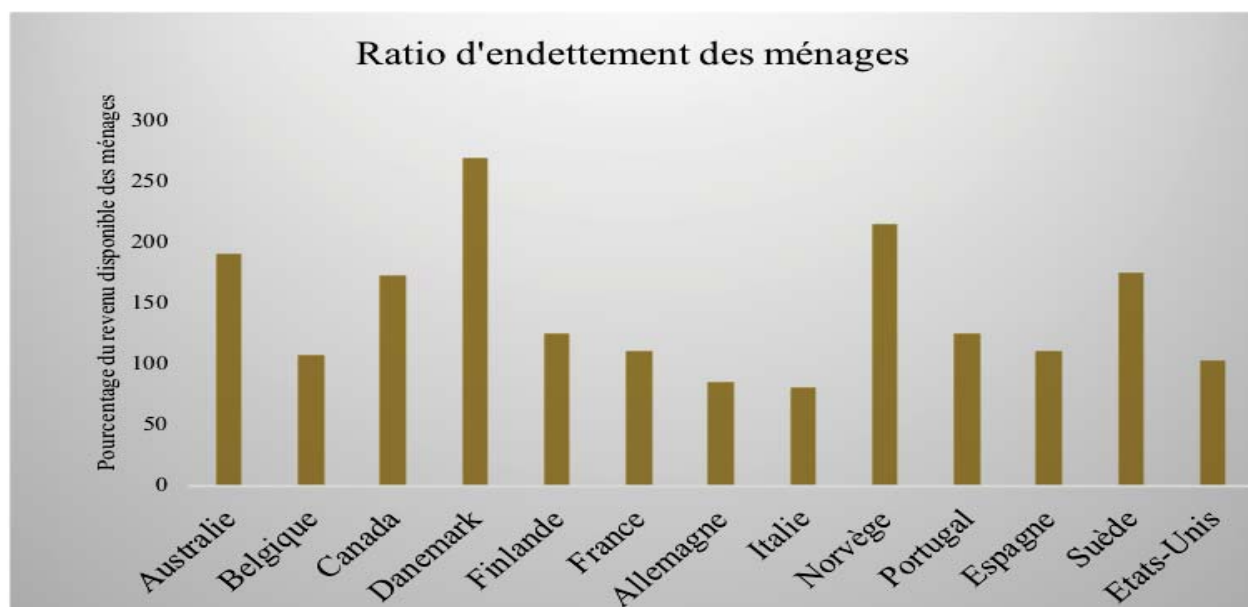
L'endettement des ménages a rapidement augmenté dans de nombreux pays développés au cours des dernières décennies. La Figure 11 indique un ratio d'endettement des ménages<sup>1</sup> supérieur à 100% pour la plupart des pays. Cela suggère que l'encours de la dette des ménages est supérieur au flux de revenu disponible. Par exemple, le ratio de la dette des ménages au Danemark s'élève à 269,39% en 2016 et signifie que pour chaque couronne danoise de revenu disponible, les ménages ont une dette de 2,6939 couronnes danoises. Un niveau élevé du ratio de l'endettement peut se traduire par une vulnérabilité des ménages à des chocs macroéconomiques et entraîner une fragilité de l'économie si le ratio de la dette sur les actifs des ménages est élevé. Ce fait est observé dans la Figure 12 où ce ratio est particulièrement plus élevé au Danemark (33,42%), en Australie (33,26%), en Finlande (27,52%) et au Portugal (25,83%). D'autre part, la littérature montre qu'un choc sur la dette des ménages génère un cycle d'expansion-récession de l'économie similaire à celui d'un cycle de crédit (Mian *et al.*, 2017). Ainsi, la compréhension du cycle de l'endettement des ménages pourrait aider à mieux comprendre les cycles économiques.

Dans cette optique, ce chapitre se concentre sur les effets macroéconomiques de l'endettement des ménages, en particulier sur la contribution de la dette des ménages dans l'explication des asymétries macroéconomiques en Finlande. Ce pays a connu une grave récession au début des années 1990. Connue sous le nom de « Grande Dépression finlandaise » cette récession a suivi la libéralisation du secteur financier au début des années 1980 (Figure A5.5), qui a entraîné une expansion rapide de l'offre de crédit. Face à un lent ajustement de l'offre de logements, les prix des maisons ont presque doublé entre 1987 et 1989 (Booth

---

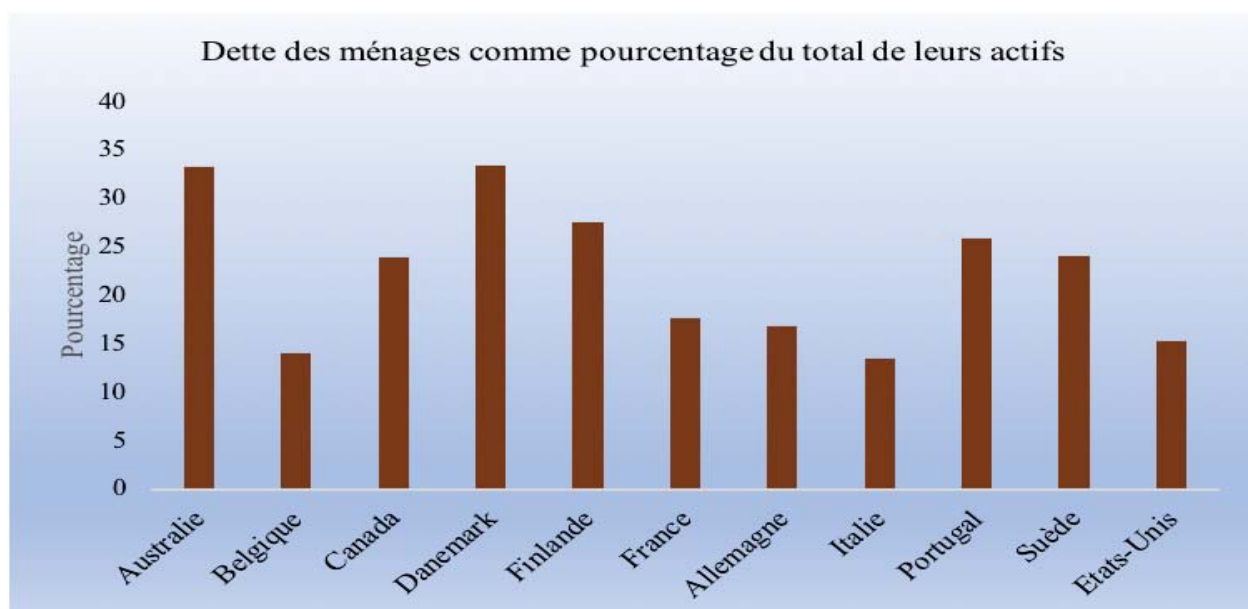
1. Le ratio de l'endettement des ménages est l'encours total de la dette des ménages en pourcentage du revenu disponible brut des ménages. (Source : OCDE)

Figure 11 Endettement des ménages



Source : OCDE, données de 2016

Figure 12 Ratio dettes sur actifs des ménages



Source : OCDE, données de 2016

*et al.*, 1994) et la dette des ménages a augmenté de 20 à 80 points de pourcentage du revenu disponible entre 1987 et 1990 (Englund et Vihriälä, 2003). Entre 1990 et 1993, le PIB réel a baissé de 11%, la consommation réelle de 10% et l'investissement de 55%, tandis que le taux de chômage a augmenté de 3,5% à 16,5% (Gorodnichenko *et al.*, 2012). Au cours de la même



période, les prix des logements ont diminué de 50% par rapport à leur niveau le plus élevé de 1989 (Booth *et al.*, 1994), conduisant à une baisse de la valeur du stock immobilier de 10,6% et de la richesse totale des ménages de 10%, mais aussi une baisse de leur emprunt au profit de l'épargne (Bordes, 1993).

Ce chapitre va au-delà de la « Grande Dépression finlandaise » en examinant toutes les récessions que le pays a connues sur la période T1-1980 - T4-2016. Il détermine et compare les effets des chocs liés à l'endettement des ménages sur l'économie du pays pendant les périodes de récession et d'expansion. Afin de saisir les non-linéarités potentielles dans les réponses à ces chocs, le chapitre utilise les modèles non linéaires Smooth Transition Vector Auto-Regressive (STVAR), comme dans Auerbach et Gorodnichenko (2012), Berger et Vavra (2014), Caggiano *et al.* (2014) et Castelnovo *et al.* (2017). Ces modèles permettent de saisir les différentes réponses macroéconomiques possibles à un choc survenant dans différentes phases du cycle économique. Plus spécifiquement, ils permettent d'identifier une transmission différente du choc dans un même modèle, en distinguant deux régimes où l'un saisit la dynamique de l'économie en périodes d'expansion, tandis que l'autre saisit les effets sur l'économie en périodes de récession. Les modèles STVAR ont l'avantage d'utiliser conjointement toutes les informations disponibles dans les données pour identifier les deux régimes. De plus, ces modèles prévoient une transition plus douce d'un régime à l'autre au moyen d'un indicateur de transition et d'un paramètre de lissage.

Le chapitre apporte deux contributions à la littérature. La première est l'analyse empirique de la notion d'asymétrie en Finlande. La majeure partie de la littérature sur l'explication des cycles économiques de la Finlande est particulièrement axée sur la « Grande Dépression finlandaise » des années 1990. Le chapitre considère non seulement toutes les récessions du pays depuis 1980, mais examine également la contribution de l'endettement des ménages à l'explication de l'asymétrie. La deuxième contribution est l'apport méthodologique dans l'analyse de la question de l'asymétrie avec l'utilisation des modèles STVAR dans l'étude de non-linéarités entre l'économie et le secteur immobilier. Se concentrer sur l'endettement des ménages dans ce chapitre peut être considéré comme étudier indirectement les effets des chocs liés à la dette hypothécaire des ménages, puisque l'endettement des ménages est principalement constitué de prêts hypothécaires (voir la Figure A5.4). De plus, la littérature sur la Grande Récession montre un lien important entre les prix des logements, l'endettement des ménages et la récession (Mian *et al.*, 2009, Glick *et al.*, 2010).

Les résultats montrent que des chocs liés à l'endettement des ménages génèrent des réactions importantes et significatives des variables de l'économie, en particulier en périodes de récession. Plus spécifiquement, leur impact est plus important lorsque l'activité économique

est mesurée par la consommation privée rapport au PIB et au taux de chômage. Deuxièmement, la division de la période étudiée en deux sous-périodes (T1-1980 - T4-1993 et T1-1994 - T4-2016) dans l'analyse de sensibilité révèle que les effets macroéconomiques de l'endettement des ménages restent importants et significatifs lorsque l'endettement est fortement corrélé avec les prix des logements. En effet, l'étude constate dans la première sous-période que l'impact de l'endettement des ménages sur l'économie est important et significatif. Cela pourrait s'expliquer par le co-mouvement entre les prix des logements et la dette des ménages à la suite de la déréglementation et pendant la « Grande Dépression finlandaise ». En revanche, l'impact n'est pas significatif dans la deuxième sous-période où l'endettement des ménages a continué d'augmenter, alors que les prix des logements ont diminué en Finlande en 2001 et en 2008.

La structure du chapitre est la suivante. La section 2 présente la revue de la littérature. La section 3 développe le modèle STVAR utilisé dans l'analyse d'existence ou non d'une non-linéarité entre l'endettement des ménages et l'activité économique. La section 4 présente les résultats. La section 5 teste la robustesse des résultats. La section 6 conclut le chapitre.

## 2 Revue de la littérature

Ce chapitre se situe à l'intersection de deux champs littéraires, à savoir les effets macroéconomiques de l'endettement des ménages et l'analyse des fluctuations économiques en Finlande.

Des études plus anciennes soutiennent que les effets de l'endettement des ménages sur l'économie sont positifs en montrant qu'un niveau élevé d'emprunt aujourd'hui est une source de croissance future du PIB car il permet aux ménages d'augmenter leur consommation (hypothèse du revenu permanent, Friedman (1957), Hall (1978)) ou d'investir dans des actifs financiers et non financiers (Beck *et al.* (2000), Beck et Levine (2004)). En revanche, selon l'hypothèse d'instabilité financière de Minsky, ces effets ne sont positifs qu'à court terme. Cette hypothèse soutient qu'à long terme, l'accumulation des dettes pourrait devenir excessive et entraîner une baisse de la demande et de la production globales en raison d'un niveau élevé des coûts du service de la dette. L'économie peut alors devenir vulnérable à des chocs négatifs.

Kim (2016) fournit des preuves empiriques de cycles économiques liés à l'endettement des ménages en étudiant ses effets sur le PIB américain. Il cherche en particulier à distinguer la dynamique de l'économie à court et à long terme à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) et d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM). Il montre l'existence d'un effet de rétroaction positif à double sens entre le revenu agrégé et la dette des ménages à

court terme. À long terme, l'auteur constate l'existence d'une relation négative entre la dette des ménages et la production. Ses résultats confirment ceux de Palley (1994) qui examine les aspects cycliques de l'emprunt à la consommation sur le cycle économique. L'auteur intègre l'emprunt dans un modèle linéaire multiplicateur-accélérateur et constate que le crédit est une source de cycles économiques en raison du fardeau du service de la dette qui réduit la consommation et la production. Dejuán (2017) se penche également sur l'étude de la contribution de l'endettement des ménages aux cycles économiques. L'auteur estime un modèle à correction d'erreurs (ECM) et un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) avec des données américaines. Il montre que l'expansion du crédit peut stimuler l'économie à court terme, mais qu'elle finit par réduire la demande et la production globales à long terme à cause du poids élevé du fardeau de la dette.

Des travaux plus récents soutiennent que les niveaux élevés d'endettement des ménages sont associés à une croissance plus faible de la production, à un niveau de chômage plus élevé et à une forte probabilité de futures crises bancaires. Mian *et al.* (2017) examinent la relation entre la dette des ménages et les cycles économiques dans 30 pays sur la période 1960 - 2012. À l'aide d'un modèle VAR, les auteurs montrent que les chocs de crédit des ménages sont importants dans la conduite des cycles économiques. En particulier, ils montrent qu'une augmentation du ratio de la dette des ménages au PIB sur une période de trois ans prédit une faible croissance de la production par la suite. En outre, ils soulignent que cet effet négatif est spécifique à l'endettement des ménages ; il serait absent lorsqu'il s'agit de l'endettement des sociétés non financières. Alter *et al.* (2018) généralisent les résultats de Mian *et al.* (2017) avec un échantillon de 80 économies avancées et émergentes, sur la période 1950 - 2016.

Les études sur la Grande Récession montrent que l'expansion rapide de l'endettement des ménages est l'un des facteurs expliquant la virulence de la récession. En utilisant des données sur les emprunts des ménages dans les grands comtés américains en termes de population, Mian *et al.* (2009) montrent que l'augmentation rapide de l'endettement des ménages de ces dernières années a été le principal facteur à l'origine de la Grande Récession. En particulier, ils montrent que les comtés qui ont connu une forte augmentation de l'endettement des ménages entre 2002 et 2006 ont eu tendance à connaître une plus forte augmentation des défauts de remboursement des prêts et une récession sévère. Glick *et al.* (2010) confirment les conclusions de Mian *et al.* (2009) dans de nombreux pays industrialisés en montrant que l'expérience de la Grande Récession aux États-Unis n'est en aucun cas unique. En particulier, ils montrent que les pays où l'endettement des ménages a le plus augmenté ont généralement connu la plus forte hausse des prix de l'immobilier au cours de la même période. De plus, ils trouvent que ces mêmes pays ont tendance à connaître les plus fortes baisses de consommation après la chute des prix de l'immobilier.

Le chapitre rejoint également la littérature sur les cycles économiques en Finlande. Au cours des quatre dernières décennies, le pays a été frappé par deux récessions majeures. La première est connue sous le nom de « Grande Dépression finlandaise » et a eu lieu au début des années 1990. Comme de nombreux pays développés, la Finlande a également été touchée par la Grande Récession, mais la littérature existante se concentre particulièrement sur les causes possibles de la « Grande Dépression finlandaise ». Gulan *et al.* (2014a) utilisent un modèle vectoriel autorégressif structurel pour identifier les facteurs qui ont conduit le pays à la récession de 1990 à 1993. D'une part, ils constatent que les chocs associés à l'effondrement du secteur bancaire et aux prix des actifs expliquent environ la moitié du ralentissement de l'économie finlandaise. D'autre part, ils soutiennent que l'effondrement du commerce entre la Finlande et l'Union soviétique a joué un rôle considérable en 1991.

Gulan *et al.* (2014b) s'intéressent aussi aux causes de la « Grande Dépression finlandaise ». À l'aide d'un modèle VAR structurel avec des restrictions de signe et d'exogénéité, ils confirment les résultats de Gulan *et al.* (2014a), en constatant notamment que l'effondrement des secteurs bancaire et financier a été le déclencheur de la crise économique. Vihriälä (1997) examine la contribution des banques de dépôt dans le développement du cycle de crédit finlandais de 1986 à 1995. Son analyse suggère que l'offre de crédit par les banques a eu un effet positif sur la croissance du crédit pendant la période d'expansion et un effet négatif au début des années 1990. Conesa *et al.* (2007) se penchent également sur la « Grande Dépression finlandaise » et montrent que la forte baisse du PIB réel sur la période 1990 - 1993 est due à la fois à une diminution de la productivité totale des facteurs entre 1990 - 1992, mais aussi à des augmentations des taxes sur le travail et la consommation, et à des augmentations de la consommation publique entre 1989 et 1994 entraînant une réduction des heures de travail en Finlande.

Honkapohja et Koskela (1999) montrent que les chocs exogènes tels que l'effondrement des échanges commerciaux avec l'ex-Union soviétique en 1991 et les cycles marqués dans la zone OCDE contribuent à expliquer les causes de la « Grande Dépression finlandaise ». Mais surtout, ils constatent que c'est l'adoption de mauvaises politiques qui a conduit la Finlande à une dépression plutôt qu'à une récession. Ils réduisent ces mauvaises politiques à une réglementation financière mal conçue et à des réactions erronées au début de la crise. En outre, les auteurs constatent un rôle des facteurs financiers dans le déclenchement de la crise et dans l'aggravation des conséquences des mauvaises politiques non négligeable. En effet, ils trouvent que le resserrement du crédit a pesé sur les dépenses de consommation et d'investissement et l'endettement du secteur privé a augmenté le chômage structurel.

Le chapitre contribue à cette littérature à deux niveaux. Premièrement, il se concentre

sur les effets macroéconomiques de l'endettement des ménages en comparant les réponses en périodes de récession et d'expansion au moyen des modèles non linéaires STVAR. Deuxièmement, le chapitre montre que l'endettement des ménages est un facteur important dans l'explication des fluctuations économiques en Finlande.

### 3 Cadre empirique

#### 3.1 Données

Les données utilisées dans ce chapitre sont finlandaises et s'échelonnent sur la période entre T1-1980 et T4-2016. Elles sont rendues réelles à l'aide de leurs indices des prix respectifs et sont corrigées des variations saisonnières. Des informations détaillées sur la source et la définition des différentes variables sont fournies dans le Tableau A5.6. L'objectif du chapitre étant de saisir l'existence de non-linéarités dans les réponses de l'économie à des chocs liés à l'endettement des ménages, le PIB, la consommation et le taux de chômage sont considérés comme des mesures de l'économie. De façon similaire à Kim (2016), la richesse nette des ménages est prise en compte pour contrôler l'effet de la possession d'actifs par les ménages qui revient à capter les variations des prix immobiliers. De plus, le cadre empirique prend en compte un ensemble de variables de contrôle comprenant la consommation publique, l'investissement privé, les prix des logements, le taux d'intérêt, le taux de change et les termes de l'échange.

Tableau 12 Résultats du test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté

Variables	Statistiques du test (niveau)	Statistiques du test (première différence)
Production	-2.913	-3.149*
Consommation privée	-1.620	-3.422**
Investissement privé	-2.886	-3.375**
Endettement des ménages	-2.169	-2.091**
Richesse nette des ménages	-3.179	-4.239***
Prix des logements	-2.935	-3.594**
Taux d'intérêt	-1.995	-5.250***
Taux de chômage	-1.855	-3.227*
Termes de l'échange	-2.442	-4.165**

\*, \*\* et \*\*\* sont la significativité obtenue aux seuils de 1%, 5% et 10%. Le terme constant est inclus dans les équations de test.  $H_0$  : Il y a au moins une racine unitaire  $H_1$  : Il n'y a pas de racine unitaire : stationnarité

Avant de procéder à la spécification du modèle, la stationnarité des variables est étudiée à l'aide du test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) d'hypothèse nulle d'existence d'au moins d'une racine unitaire. Les résultats du test sont présentés dans le Tableau 12. Ils montrent que les séries ne sont pas stationnaires lorsqu'elles sont en niveau. En re-

vanche, le test rejette l'hypothèse nulle d'existence d'au moins une racine unitaire lorsque les variables sont exprimées taux de croissance, ce qui suggère leur stationnarité. Par conséquent, le modèle est estimé avec la forme logarithmique de la première différence.

### 3.2 Spécification du modèle

Dans cette section, les données finlandaises sont modélisées au moyen d'un cadre ST-VAR. Ce cadre non linéaire est décrit par les équations (4.1) - (4.5) où  $Y_t$  est le vecteur de variables endogènes du modèle avec  $X_{t-1} = (1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p})$ . Dans ce modèle,  $u_t$  est le vecteur de résidus sous forme réduite de moyenne zéro et de matrice de covariance variable dans le temps  $\Omega_t$ . Ce cadre STVAR permet de saisir les différentes réponses macroéconomiques possibles à un choc lié à l'endettement des ménages survenant dans différentes phases du cycle économique. En particulier, le modèle suppose l'existence de non-linéarités en considérant un régime d'expansion (E) et un régime de récession (R). En d'autres termes, le cadre STVAR permet dynamiquement aux polynômes de retard du VAR de différer selon qu'il s'agisse d'une expansion  $\Pi_R$  ou d'une récession  $\Pi_E$ . Il tient compte des différences contemporaines dans la structure de la covariance des chocs  $\Omega_t$  pendant les expansions ( $\Omega_R$ ) et les récessions ( $\Omega_E$ ). Dans cette modélisation, l'économie est une combinaison complexe de dynamiques expansionnistes et récessionnistes, où  $F(z_{t-1})$  est la fonction de transition qui détermine comment les deux régimes sont combinés. La variable  $z_t$  est l'indicateur de transition, avec  $z_t > 0$  indiquant une expansion. Le paramètre  $\gamma$  assure la transition d'un régime à l'autre et est appelé paramètre de lissage. L'indicateur de transition  $z_t$  est normalisé pour avoir une variance unitaire de sorte que  $\gamma$  reste invariant à l'échelle. De plus,  $z$  est daté par  $t - 1$  afin d'éviter les rétroactions contemporaines des actions politiques pour savoir si l'économie est en récession ou en expansion.

$$Y_t = (1 - F(z_{t-1}))\Pi_E(L)X_{t-1} + F(z_{t-1})\Pi_R(L)X_{t-1} + u_t \quad (4.1)$$

$$u_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (4.2)$$

$$\Omega_t = \Omega_E(1 - F(z_{t-1})) + \Omega_R F(z_{t-1}) \quad (4.3)$$

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\gamma z_t)}{1 + \exp(-\gamma z_t)}, \quad \gamma > 0 \quad (4.4)$$

$$\text{Var}(z_t) = 1 \quad E(z_t) = 0 \quad (4.5)$$

Le choix du nombre de retards du modèle STVAR ci-dessus est déterminé au moyen du critère d'information d'Akaike (AIC) appliqué au modèle VAR linéaire estimé sur l'échantillon complet. Le Tableau A5.7 montre que ce critère sélectionne trois retards. Avec le PIB comme mesure de l'économie, le vecteur de variables endogènes  $Y_t$  contient l'endettement des ménages (*end*), le PIB (*pib*) et la richesse nette des ménages (*rn*). L'ordre défini est  $Y_t = [end_t, pib_t, rn_t]'$ , ce qui implique que les chocs liés à l'endettement des ménages affectent simultanément le PIB et la richesse nette des ménages. Le choix de cet ordre est basé sur l'étude de la causalité au sens de Granger entre les trois variables (Tableau A5.8) qui montre que l'endettement des ménages cause le PIB et la richesse nette des ménages. Ce résultat suggère que les mouvements passés de l'endettement des ménages contiennent des informations qui peuvent aider à comprendre les changements futurs de ces variables. En d'autres termes, la dette des ménages n'est affectée que par ses propres chocs de manière contemporaine ou initiale, alors que le PIB est affecté à la fois par ses propres chocs et par des chocs liés à l'endettement des ménages. Le test montre aussi que le PIB cause la richesse nette des ménages, mais il n'est pas causé par celle-ci, d'où le choix de placer la richesse nette en dernière position dans le vecteur de variables endogènes. L'ordre des variables de  $Y_t$  reste inchangé lorsque la consommation privée et le taux de chômage sont pris à tour de rôle comme mesures de l'économie.

Comme aucun modèle de régression à transition douce n'est identifié si le véritable processus de génération des données est linéaire, le test d'hypothèse nulle de linéarité par rapport à l'alternative de STVAR est effectué sur le vecteur de variables endogènes. Le test utilisé dans ce chapitre est celui de Teräsvirta *et al.* (2014). Les auteurs proposent une procédure utilisant le test du multiplicateur de Lagrange (LM). La première étape de cette procédure est d'estimer le modèle restreint (le VAR linéaire) et d'extraire les résidus  $u_{t0}$  et la somme des carrés des résidus  $SCR_0 = \sum u_{t0}^2$ . Dans la deuxième étape du test, les résidus du modèle non restreint (le STVAR),  $u_{t1}$ , sont recueillis, avec la somme du carré de ces résidus  $SCR_1 = \sum u_{t1}^2$ . La statistique LM est alors calculée en appliquant la formule :

$$LM = \frac{T(SCR_1 - SCR_0)}{SCR_0} \rightarrow \chi^2(pk) \quad (4.6)$$

où  $p$  est le nombre de retards des variables du modèle choisi par le critère d'information d'Akaike ( $p = 3$ ) et  $T$  est la taille de l'échantillon. Cette statistique suit une distribution  $\chi^2$  avec  $(pk)$  degré de liberté. La valeur de la statistique LM obtenue est de 174,18 avec une  $p$ -value correspondante de 0,0005. Ainsi, le test rejette clairement l'hypothèse nulle de linéarité au seuil de 1%, ce qui est en faveur de l'hypothèse alternative de non-linéarité, donc



du STVAR.

L'estimation d'un modèle STVAR nécessite un choix justifié de l'indicateur de transition  $z_t$ . Ce choix n'est pas anodin, car il n'existe pas de consensus théorique sur ce que devrait être la valeur de cette variable. Par contre, la littérature (Auerbach et Gorodnichenko (2012), Caggiano *et al.* (2014) et Berger et Vavra (2014), entre autres) a largement utilisé la moyenne mobile standardisée du taux de croissance trimestriel du PIB comme l'indicateur de transition,  $z_t$ . Les principaux avantages de cette mesure de  $z_t$  est l'utilisation de l'échantillon au complet, ce qui rend les estimés aussi précis et robustes que possibles. Par ailleurs, cette mesure permet facilement de prendre en compte les rétroactions dynamiques des changements de politiques sur l'état du régime. Dans ce chapitre, le choix de  $z_t$  est fixé à une moyenne mobile sur 8 trimestres du taux de croissance du PIB.<sup>2</sup>

Un autre choix important est la calibration du paramètre de lissage  $\gamma$ . Ce paramètre est calibré, car son estimation est sujette à des problèmes d'identification.<sup>3</sup> Pour calibrer le paramètre, le chapitre utilise les informations sur la datation des périodes de récession fournies par Statistiques Finlande, le Fonds Monétaire International (FMI) et l'Organisation de Coopération et de Développement Économique (OCDE).<sup>4</sup> Sur la base de la datation de ces sources, le paramètre de lissage  $\gamma$  est calibré avec une fréquence des récessions en Finlande correspondant à 10% de l'échantillon de l'étude. En d'autres termes, un trimestre est classé comme une période de récession lorsque  $F(z_t) \geq 0,9$ . Ainsi,  $Pr(F(z_t) \geq 0,9) = 0,1$  et la calibration de  $\gamma$  correspond alors à 1,37. Avec cette valeur de  $\gamma$ , l'économie finlandaise passe environ 10% de la période T1-1980 - T4-2016 en régime de récession. La Figure 13 présente l'estimation de la probabilité d'être en récession où les régions grises représentent les 10% de l'échantillon correspondant aux datations de récession du pays de Statistiques Finlande, du FMI et de l'OCDE.

L'un des principaux défis de l'utilisation des modèles STVAR est l'identification des chocs structurels. Le chapitre suit la littérature en appliquant la décomposition de Cholesky dans l'identification du choc structurel de l'endettement des ménages.<sup>5</sup> Également connue sous le nom de la méthode de la triangularisation, cette technique consiste à orthogonaliser le

---

2. Le nombre de termes de la moyenne mobile est déterminé en rapprochant le plus possible de la datation des récessions en Finlande telle que définie par Statistiques Finlande, le Fonds Monétaire International (FMI) et l'Organisation de Coopération et de Développement Économique (OCDE).

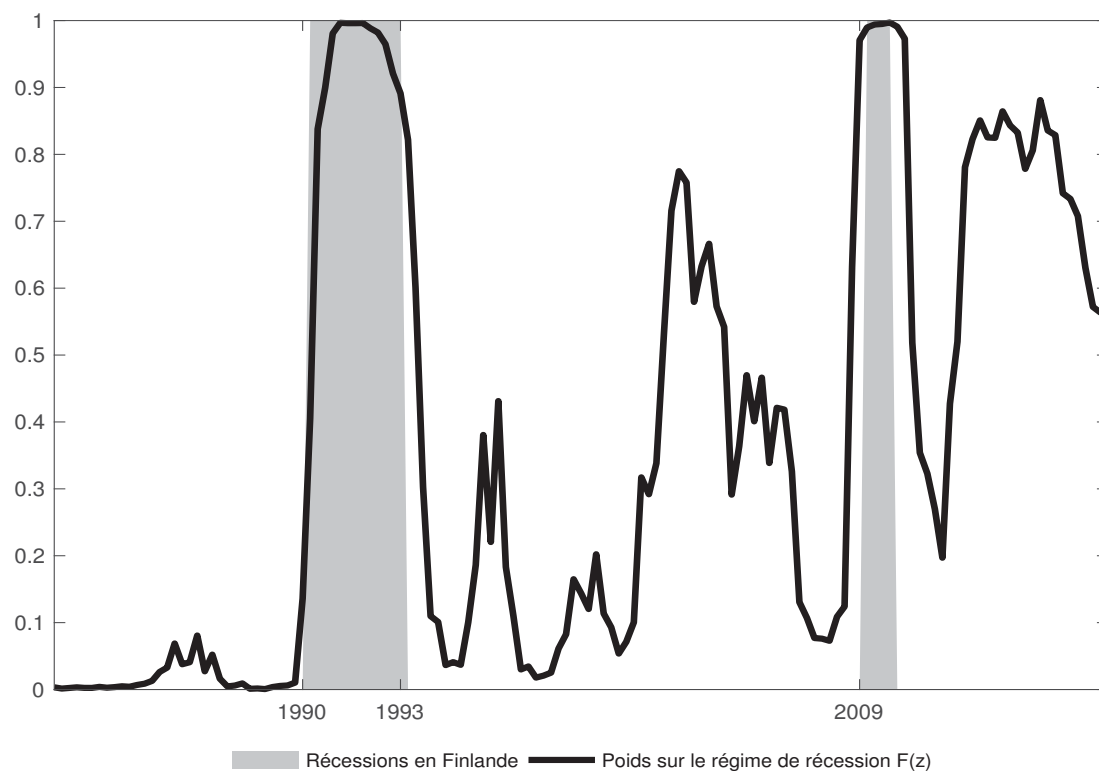
3. Voir Terasvirta *et al.* (2010) pour plus de détails.

4. À la connaissance de la présente étude, il n'existe pas de source officielle chargée de la datation des récessions en Finlande, mais ces trois sources fournissent des périodes de récession très similaires.

5. Il existe d'autres méthodes comme la méthode de restrictions contemporaines, les méthodes narratives, la méthode d'identification à haute-fréquence, la méthode des instruments externes/Proxy SVARs, la méthode des restrictions à l'horizon plus long, la des restrictions de signe, les VAR à facteur-augmenté, les modèles DSGE estimés, etc., mais la décomposition de Cholesky demeure la méthode la plus utilisée.



Figure 13 Probabilités de récessions économiques pour la Finlande estimées par le modèle STVAR



Note : période : T1-1980 - T4-2016. Fonction de transition  $F(z_t)$  estimée conjointement avec le modèle STVAR de base. Indicateur de transition  $z_t$  : moyenne mobile sur 8 trimestres du taux de croissance trimestriel du PIB réel de la Finlande. Les barres verticales grises indiquent les récessions datées par Statistiques Finlande, le FMI et l'OCDE.

vecteur des résidus  $u_t$  de l'équation (4.1) en réduisant  $\Omega_t$  à une forme triangulaire inférieure. Cette dernière permet de placer la variable la plus exogène en première position dans le vecteur de variables endogènes  $Y_t$ , puis la seconde jusqu'à ce que la variable sur laquelle toutes les autres variables ont un effet soit placée en dernière position. L'ordre des variables dans le vecteur  $Y_t$  est très déterminant avec cette la décomposition de Cholesky. La variable de l'endettement des ménages est placée en première position ( $Y_t = [end_t, pib_t, rn_t]'$ ) sur la base de la causalité au sens de Granger présentée plus haut. Ainsi, la décomposition de Cholesky impose qu'un choc lié à l'endettement des ménages puisse avoir un impact immédiat sur le PIB et la richesse nette des ménages, mais elle interdit l'effet immédiat en sens inverse. Les étapes de la décomposition sont présentées dans l'annexe A.4.

Le système d'équations non linéaires (4.1) - (4.5) est estimé en utilisant les méthodes de la chaîne de Markov Monte Carlo développées par Chernozhukov et Hong (2003). L'avantage

de ces méthodes est qu'elles permettent de trouver un optimum global dans des conditions optimales. En outre, les estimations des paramètres et leurs erreurs-types peuvent être calculées directement à partir des chaînes de Markov simulées. Le chapitre utilise les codes Matlab de Auerbach et Gorodnichenko (2012). L'annexe A.4 présente les différentes étapes de l'estimation.

## 4 Résultats

Les effets réels des chocs liés à l'endettement des ménages sont-ils dépendants des régimes d'expansion et de récession ? Les réponses à cette question sont fournies en présentant les réponses dynamiques estimées du PIB, de la consommation et du taux de chômage à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages. Étant donné qu'il s'agit de la première différence des variables, le choc analysé ici n'a alors que d'effets temporaires et les fonctions de réponses impulsionnelles ne captent que d'effets transitoires. Les figures comprennent les réactions dans un VAR linéaire, dans un régime d'expansion, et dans un régime de récession. La comparaison des réponses dans ces deux régimes renseignera sur l'existence ou non d'une non-linéarité, c'est-à-dire d'une asymétrie. Toutes les réponses sont exprimées en point de pourcentage, avec des intervalles de confiance de 90%.<sup>6</sup>

La Figure 14 présente les réponses du PIB avec les modèles linéaire et non linéaire. Les réponses sont statistiquement significatives et persistantes dans le temps. La Figure 14a montre que le PIB réagit positivement au choc lié à l'endettement des ménages jusqu'au douzième trimestre et avec une expansion maximale de 0,38 points de pourcentage au cinquième trimestre. Cette première observation suggère que la dette des ménages a un effet positif à court terme et un effet négatif à long terme sur le PIB. Elle est en concordance avec celle de Mian *et al.* (2017), qui utilisent un VAR linéaire pour montrer qu'une hausse de l'endettement des ménages augmente initialement le PIB avant que ce dernier ne s'annule à partir de la sixième année suivant le choc. Par ailleurs, Alter *et al.* (2018) constatent dans leur analyse de robustesse à l'aide d'un VAR dynamique de panel un impact positif à court terme et un impact négatif plus important à long terme d'un choc d'un écart-type de la dette des ménages sur les prix réels des logements et la production. Les résultats de l'étude sont également proches de ceux trouvés par Kim (2016) sur l'existence d'une relation négative à long terme entre la dette des ménages et la production.

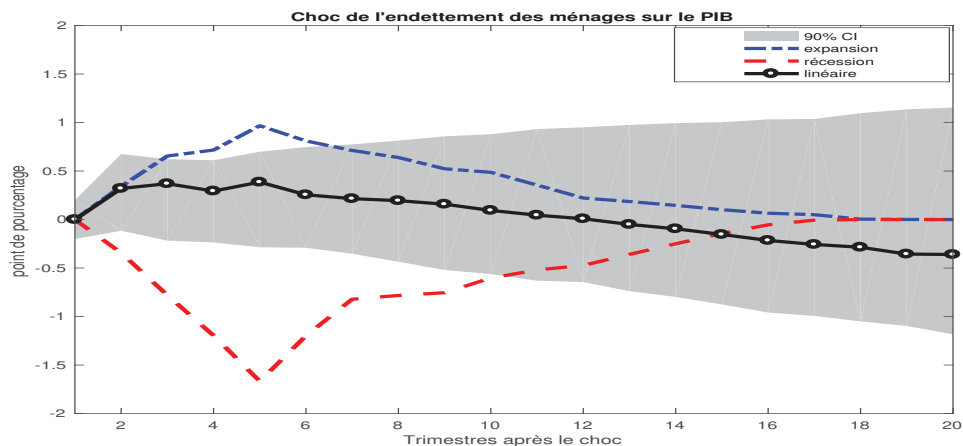
La Figure 14 présente également les réponses impulsionnelles du PIB en périodes d'expansion et de récession. Elle montre que les réponses sont statistiquement significatives tant

---

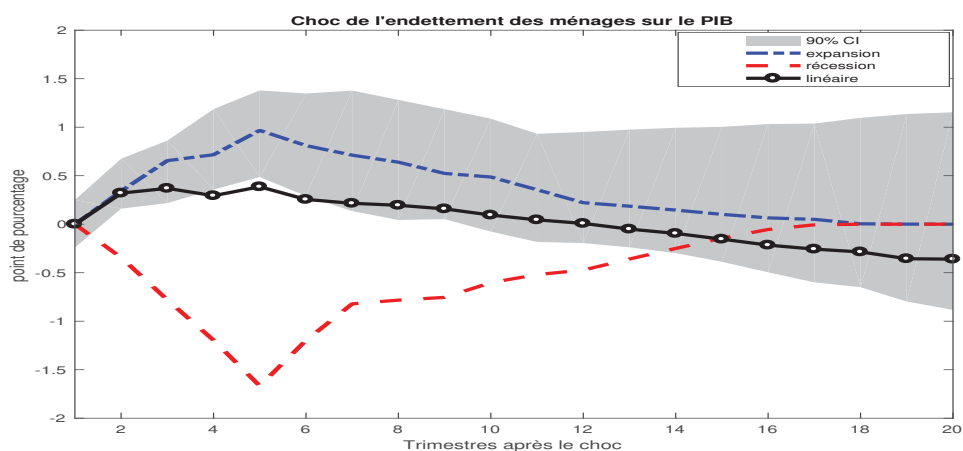
6. Les intervalles de confiance sont celles utilisées par Auerbach et Gorodnichenko (2012). Les auteurs calculent ces intervalles comme étant les cinquième et 95e percentiles des réponses impulsionnelles générées.

Figure 14 Réponses impulsionnelles du PIB à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages

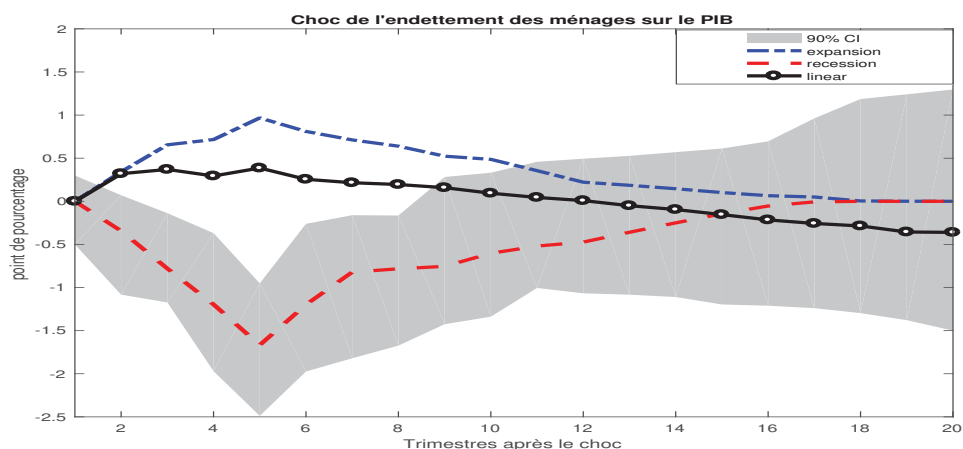
a. Réponse du PIB avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse du PIB en périodes d'expansion



c. Réponse du PIB en périodes de récession



Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

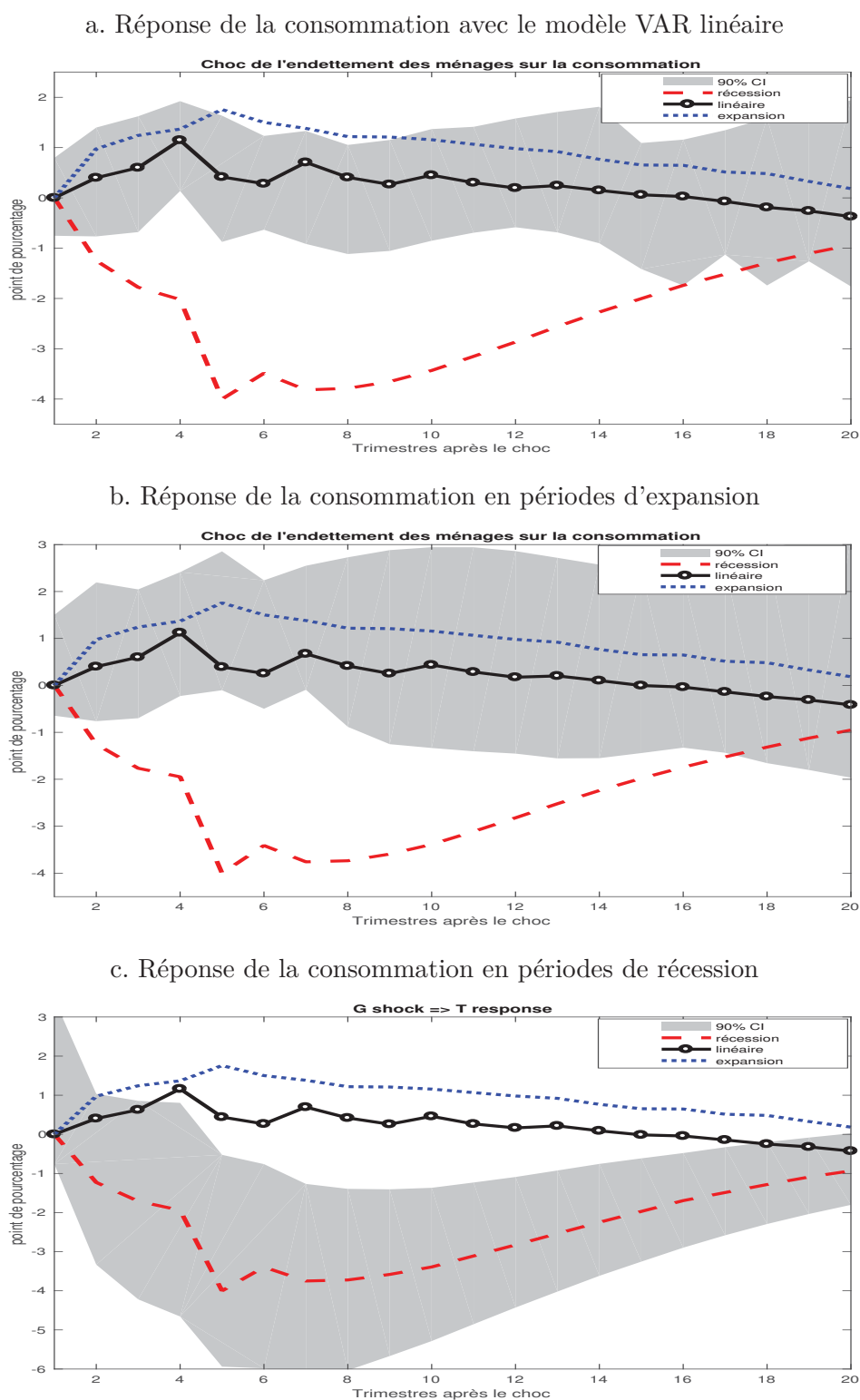
en expansion (Figure 14b) qu'en récession (Figure 14c). En périodes d'expansion, la variable réagit positivement au choc de l'endettement des ménages et atteint un pic de 0,97 points de pourcentage au cinquième trimestre suivant le choc. En revanche, le PIB diminue en périodes de récession et culmine à un pic de contraction de 1,66 points de pourcentage au cours de la même période. Ces résultats montrent que l'impact sur le PIB est beaucoup plus important lorsque les chocs liés à l'endettement des ménages se produisent en périodes de récession. Ainsi, la dette des ménages a des effets asymétriques sur l'économie finlandaise lorsque celle-ci est mesurée par le PIB.

En ce qui concerne les deux autres mesures de l'activité économique, à savoir la consommation et le taux de chômage, les résultats observés (Figures 15 et 16, respectivement) confirment une réaction statistiquement significative et asymétrique aux chocs liés à l'endettement des ménages. D'une part, les résultats suggèrent que l'activité économique est plus sensible au choc lorsqu'elle est mesurée par la consommation et le taux de chômage que par le PIB (Figure 14). Cela est valable aussi bien pour le modèle linéaire que pour le modèle non linéaire STVAR (périodes d'expansion et de récession). D'autre part, la consommation réagit positivement, mais de façon très temporaire avec le modèle linéaire (Figure 15a) et en périodes d'expansion (Figure 15b) entre le quatrième et le cinquième trimestres. Elle atteint un pic de 1,16 et 1,75 points de pourcentage avec le modèle linéaire et en périodes d'expansion, respectivement, avant de se rapprocher progressivement du niveau précédant le choc. En périodes de récession, la consommation diminue (Figure 15c) et atteint un maximum de contraction de 4,0 points de pourcentage au cinquième trimestre. Ces résultats suggèrent que la consommation est plus sensible à l'endettement des ménages en périodes de récession. Ils sont en phase avec ceux de Mian *et al.* (2009) et de Glick *et al.* (2010) qui s'intéressent respectivement aux comtés américains et aux pays industrialisés et constatent un lien entre l'endettement des ménages et la Grande Récession.

Le taux de chômage diminue de manière significative et temporaire avec le modèle linéaire (Figure 16a) et en périodes d'expansion (Figure 16b), avec des contractions maximales de 0,48 et 0,86 points de pourcentage au cinquième trimestre, respectivement. Pendant les récessions, le taux de chômage augmente de manière temporaire et significative, atteignant un pic d'expansion de 1,04 points de pourcentage au troisième trimestre (Figure 16c). Comme pour le PIB et la consommation, les réponses du taux de chômage montrent que l'activité économique est plus sensible aux chocs liés à l'endettement des ménages en périodes de récession.

Même si la richesse nette des ménages n'est prise en compte que pour contrôler la possession des actifs par les ménages, il est important de voir comment elle réagit aux chocs

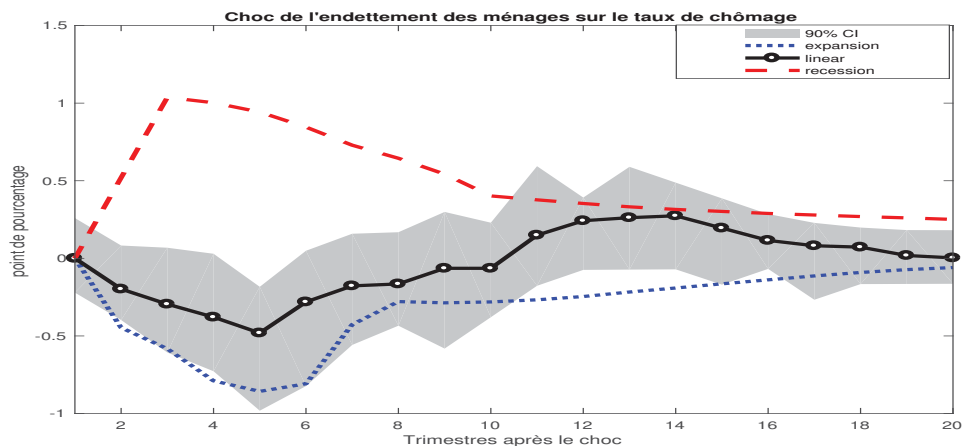
Figure 15 Réponses impulsionnelles de la consommation à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages



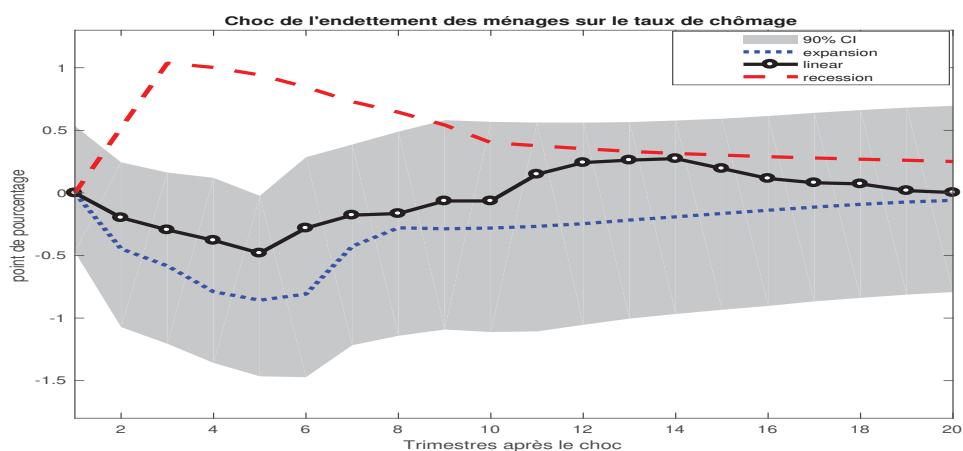
Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

Figure 16 Réponses impulsionnelles du taux de chômage à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages

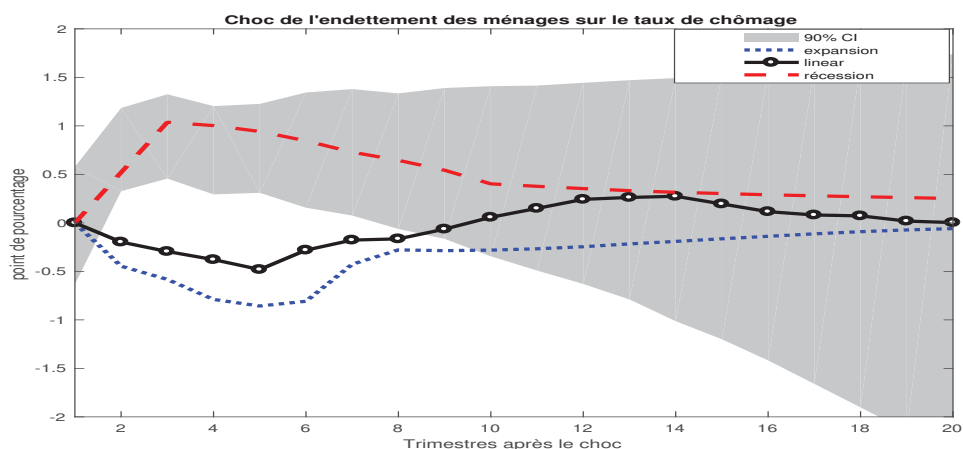
a. Réponse du taux de chômage avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse du taux de chômage en périodes d'expansion



c. Réponse du taux de chômage en périodes de récession



Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

liés à l'endettement des ménages. La Figure 17 montre que la variable réagit différemment avec les modèles linéaire et non linéaire (en expansion et en récession). En effet, la richesse nette des ménages ne réagit pas de manière significative avec le modèle linéaire (Figure 17a), alors qu'en périodes d'expansion (Figure 17b) et de récession (Figure 17c), ses réponses restent statistiquement significatives, avec un effet plus important en récession. La variable revient rapidement à son niveau d'avant le choc en récession et reste stagnante en périodes d'expansion.

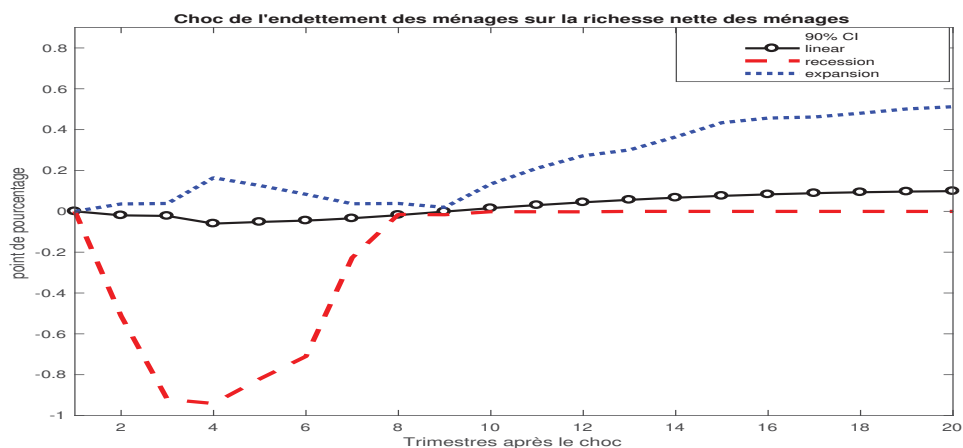
Les résultats ci-dessus montrent que les non-linéarités sont importantes. Un examen des effets macroéconomiques de l'endettement des ménages par un VAR linéaire est donc à éviter. De plus, les résultats montrent que la consommation est plus sensible à la dette des ménages que le PIB et le taux de chômage. Mian et Sufi (2011) soulignent qu'une fraction importante de la hausse globale de l'endettement des ménages est attribuable à des emprunts basés sur la valeur nette de leurs maisons, et que le crédit accordé a probablement été utilisé pour des dépenses réelles telles que la consommation et les rénovations. Les études sur la Grande Récession concluent qu'une baisse significative de la demande des ménages semble en être la cause principale, constatant une baisse plus importante de la consommation dans les régions où l'endettement des ménages avait augmenté de manière substantielle avant la récession (Mian et Sufi, 2010). Elles ne manquent pas de souligner le rôle amplificateur joué par les prix élevés des logements encourageant les ménages à emprunter de manière agressive contre la valeur de leurs maisons.

## 5 Analyse de sensibilité

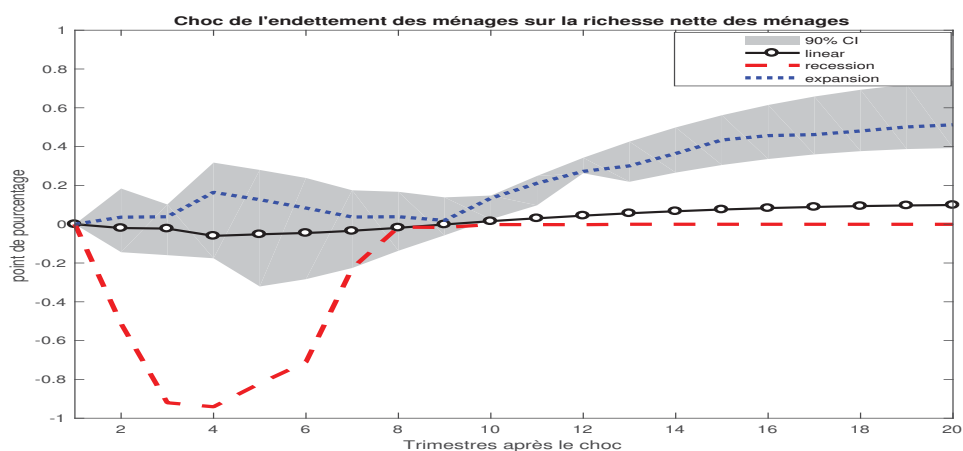
Comme déjà mentionné dans cette étude, la Finlande a connu deux récessions majeures depuis 1980 que sont la « Grande Dépression finlandaise » et la Grande Récession. Selon la littérature, les causes de la « Grande Dépression finlandaise » pourraient être multiples, mais deux explications principales sont évoquées dans la littérature. D'une part, le pays a subi un effondrement de ses échanges commerciaux avec l'ex-Union soviétique, ce qui a contribué à des déséquilibres intérieurs par le biais de l'augmentation des coûts des intrants de production. D'autre part, le taux d'intérêt réel avait augmenté de manière significative suite à la contraction de la politique monétaire allemande après la réunification. Dans le même temps, les prix des logements ont baissé et réduit la valeur des maisons en les rendant moins intéressantes que les garanties des prêts consentis par les ménages. Les pertes de richesse étaient devenues trop importantes et avaient entraîné une diminution des emprunts des ménages. Il en a résulté une baisse de la consommation privée et de l'investissement, ce qui a conduit à une baisse de la production et une hausse du chômage. Quant à la Grande

Figure 17 Réponses impulsionnelles de la richesse nette des ménages à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages

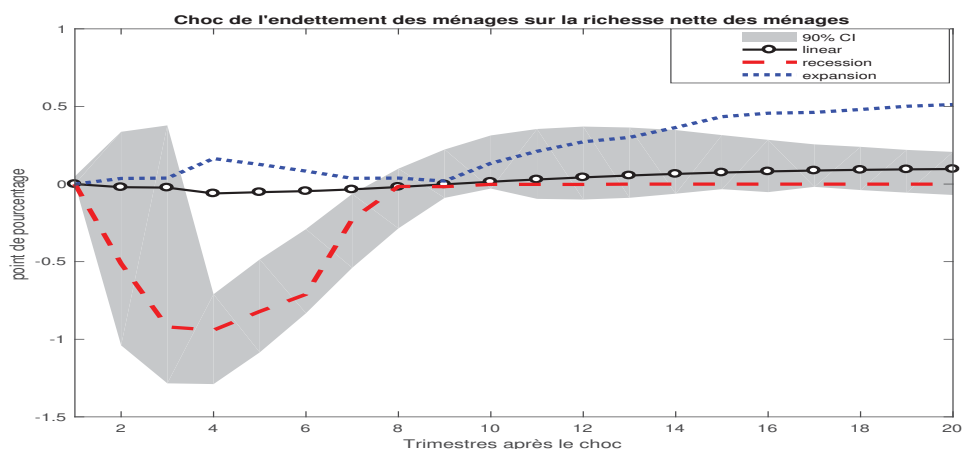
a. Réponse de la richesse nette des ménages avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse de la richesse nette des ménages en périodes d'expansion



c. Réponse de la richesse nette des ménages en périodes de récession



Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.



Récession en Finlande, la littérature suggère que les causes sont plutôt considérées comme importées et sont attribuables à une augmentation des tensions financières mondiales et à une baisse de la demande mondiale. Pendant la Grande Récession, le niveau d'endettement des ménages était élevé, malgré la baisse temporaire des prix de l'immobilier.

Dans cette section, la sensibilité des résultats ci-dessus est étudiée en divisant la période de l'étude en deux sous-périodes, la première allant de T1-1980 au T4-1993 et la seconde du T1-1994 au T4-2016. L'intérêt de cette analyse est d'examiner les effets macroéconomiques de l'endettement des ménages pendant la Grande Dépression finlandaise et pendant la Grande Récession, respectivement. Tout comme dans la section précédente, il s'agit du même type de choc et les résultats sont présentés en prenant compte les modèles linéaire (VAR) et non linéaire (STVAR).

### 5.1 Sous-période T1-1980 - T4-1993

Les Figures 18 à 20 présentent les résultats obtenus avec la sous-période T1-1980 - T4-1993. La première constatation est que les résultats sont statistiquement significatifs et l'impact est important. La Figure 18 montre que le PIB atteint un maximum de 1,59 points de pourcentage (Figure 18a) avec le modèle VAR et de 1,97 points (Figure 18b) en périodes d'expansion après quatre trimestres après le choc. En revanche, le maximum de contraction en périodes de récession est de 2,77 points de pourcentage (Figure 18c) obtenu trois trimestres après le choc. Ces résultats montrent d'une part que l'impact est plus grand avec le modèle non-linéaire, et d'autre part que les effets sont asymétriques lorsqu'on les compare en périodes d'expansion et de récession, avec un impact plus prononcé en périodes de récession.

La Figure 19 montre que la consommation réagit de manière positive avec le modèle linéaire (Figure 19a) et en périodes d'expansion (Figure 19b), atteignant respectivement 1,96 et 2,95 points de pourcentage, quatre trimestres après le choc. La réaction est beaucoup plus importante en périodes de récession, où la variable atteint une contraction maximale de 5,94 points de pourcentage après le même nombre de trimestres après le choc. Tout comme pour le PIB et la consommation, les effets de l'endettement des ménages sur le taux de chômage sont significatifs avec le modèle linéaire (Figure 20a), en périodes d'expansion (Figure 20b) et de récession (Figure 20c), mais l'impact est plus important en récession. En effet, la variable atteint un maximum d'expansion de 3,03 points de pourcentage après trois trimestres après le choc, alors qu'avec le modèle linéaire et en périodes d'expansion, la contraction maximale est de 0,77 et 1,88 points de pourcentage respectivement quatre trimestres après le choc.

Comme il a été mentionné dans le présent document, la période de libéralisation du début des années 1980 avait conduit à une explosion de l'offre de crédit. Tout d'abord, les

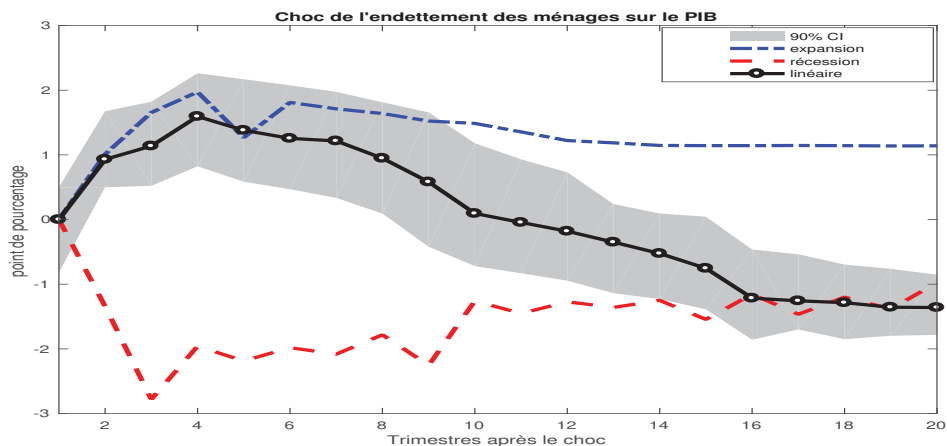
nouveaux crédits avaient augmenté de façon stationnaire entre 1985 et 1986, avant d’atteindre un niveau plus élevé entre 1987 et 1989. L’accès facile et rapide aux crédits des ménages a entraîné une augmentation significative des prix des logements, générant un niveau plus élevé de valeurs de garantie des maisons, ce qui a à son tour encouragé une nouvelle expansion de l’offre de crédit. Au moment de la Grande Dépression du début des années 1990, les prix des logements avaient fortement baissé, ce qui a eu un impact négatif sur la richesse et les bilans des ménages. En réaction, la consommation des ménages avait chuté, entraînant un ralentissement de l’activité économique et une hausse du chômage. Cela corrobore les résultats obtenus avec la sous-période T1-1980 - T4-1993 qui vient améliorer la littérature sur les facteurs expliquant la Grande Dépression finlandaise, où le rôle joué par l’endettement des ménages peut être associé à des facteurs bancaires et financiers. Entre autres, Gulan *et al.* (2014a) et Vihriälä (1997) trouvent les secteurs bancaire et financier ont joué un rôle non négligeable dans l’explication de la Grande Dépression finlandaise.

## 5.2 Sous-période T1-1994 au T4-2016

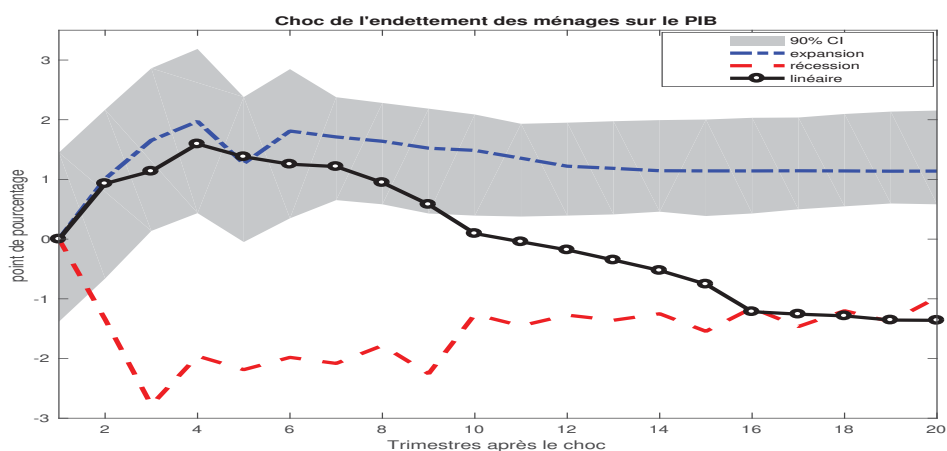
Les Figures 21 à 23 présentent les résultats obtenus avec la deuxième sous-période, c’est-à-dire du T1-1994 au T4-2016. Contrairement aux résultats de la première sous-période, le constat est que les résultats sont statistiquement non significatifs, tant pour le PIB (Figure 21), la consommation (Figure 22) que le taux de chômage (Figure 23). Cela est vrai pour les modèles linéaire (VAR) et non linéaire (STVAR). En d’autres termes, l’endettement des ménages n’a pas d’effet sur l’activité économique dans la deuxième sous-période, ce qui suggère que la dette des ménages n’a pas contribué à l’explication de la Grande Récession en Finlande. Et pourtant, la littérature montre que l’endettement des ménages est l’un des principaux facteurs expliquant la Grande Récession dans de nombreux pays développés, notamment Mian *et al.* (2009) et Glick *et al.* (2010). Ces études mettent en évidence les liens entre les prix des logements et le niveau de la dette des ménages en montrant une très forte hausse des prix des logements conjuguée à des niveaux élevés de l’endettement des ménages aux États-Unis et dans d’autres pays développés. Dans le cas de la Finlande, les prix des logements avaient temporairement diminué pendant la Grande Récession, tandis que le niveau de la dette des ménages était resté élevé en raison du très faible niveau du taux d’intérêt, en particulier le taux d’intérêt hypothécaire. Ceci avait encouragé les ménages à s’endetter bien que la valeur de leurs maisons ait diminué avec la baisse des prix des logements.

Figure 18 Réponses impulsionnelles du PIB à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1980 - T4-1993

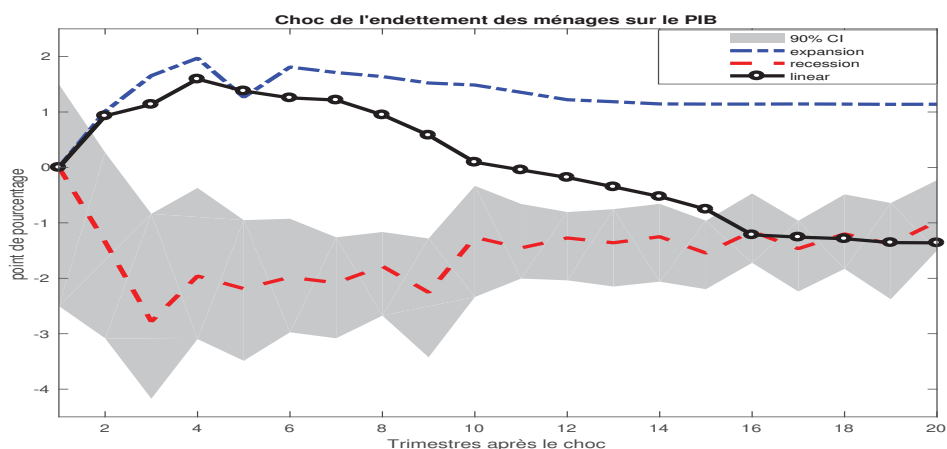
a. Réponse du PIB avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse du PIB en périodes d'expansion



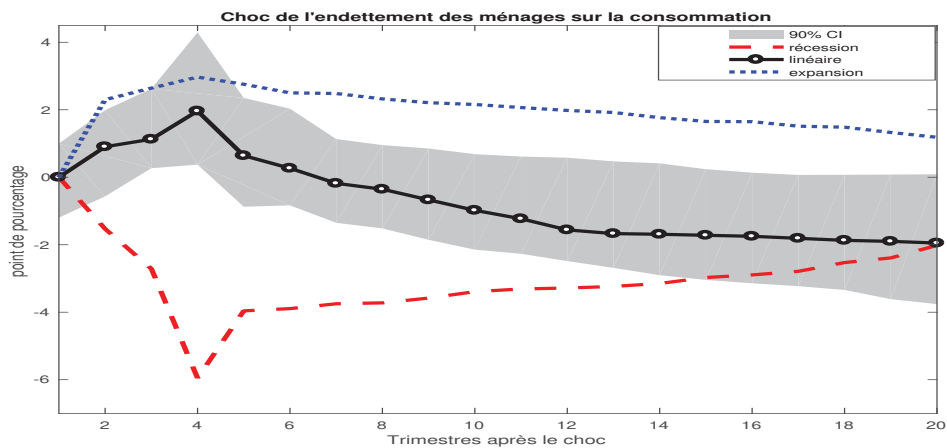
c. Réponse du PIB en périodes de récession



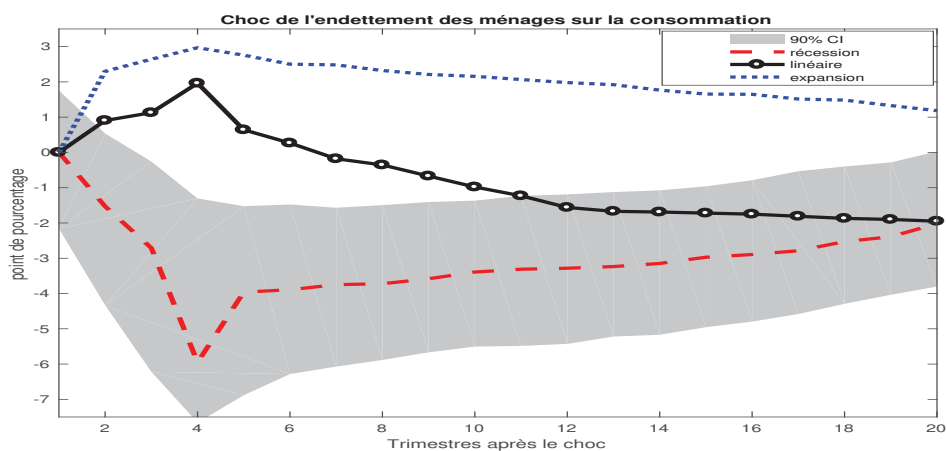
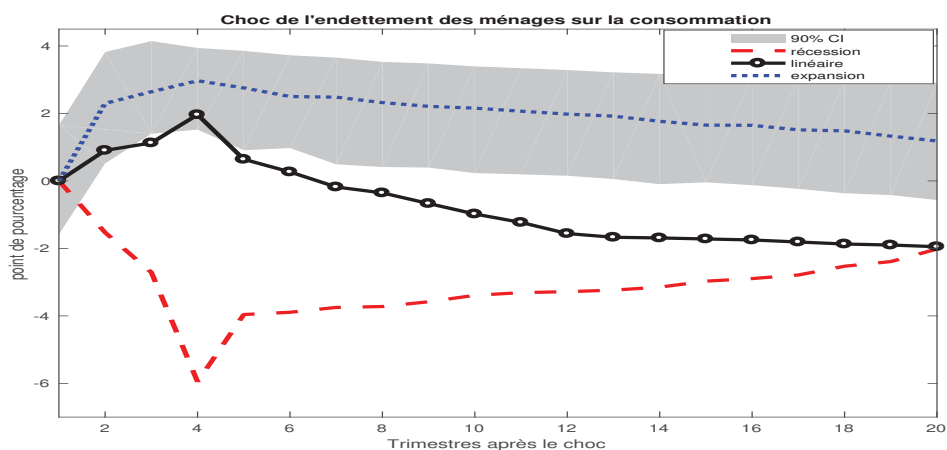
Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

Figure 19 Réponses impulsionnelles de la consommation à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1980 - T4-1993

a. Réponse de la consommation avec le modèle VAR linéaire



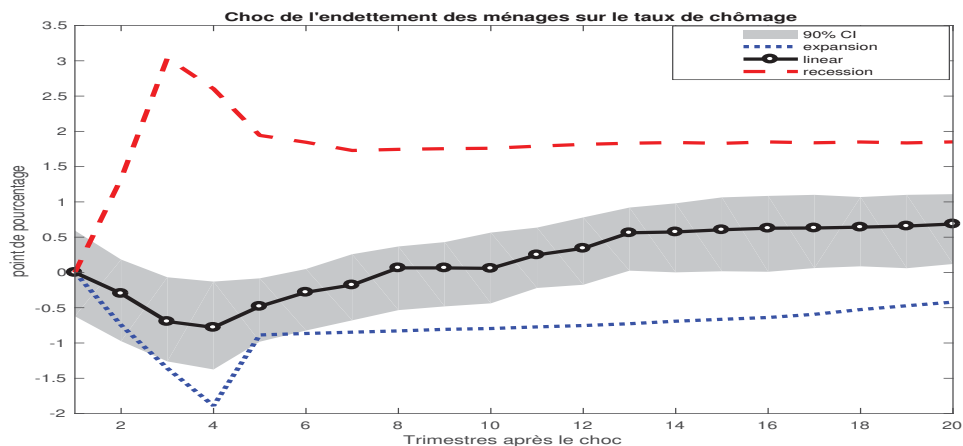
b. Réponse de la consommation en périodes d'expansion



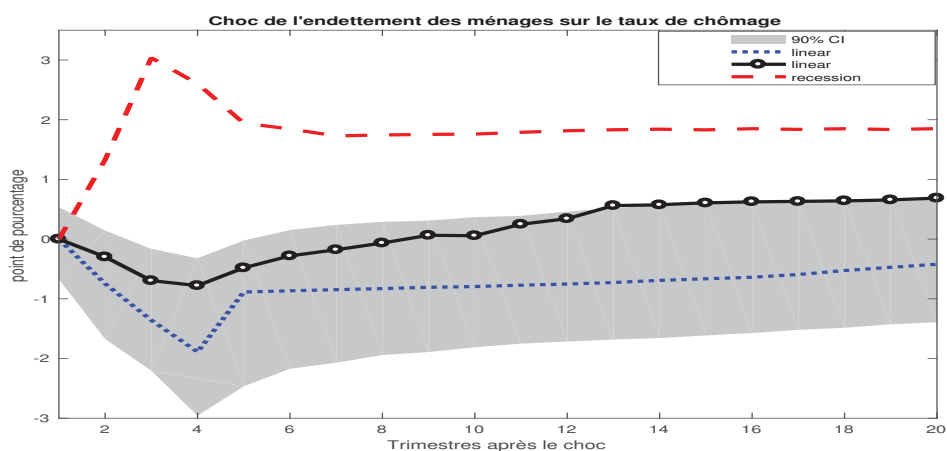
Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

Figure 20 Réponses impulsionnelles du taux de chômage à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1980 - T4-1993

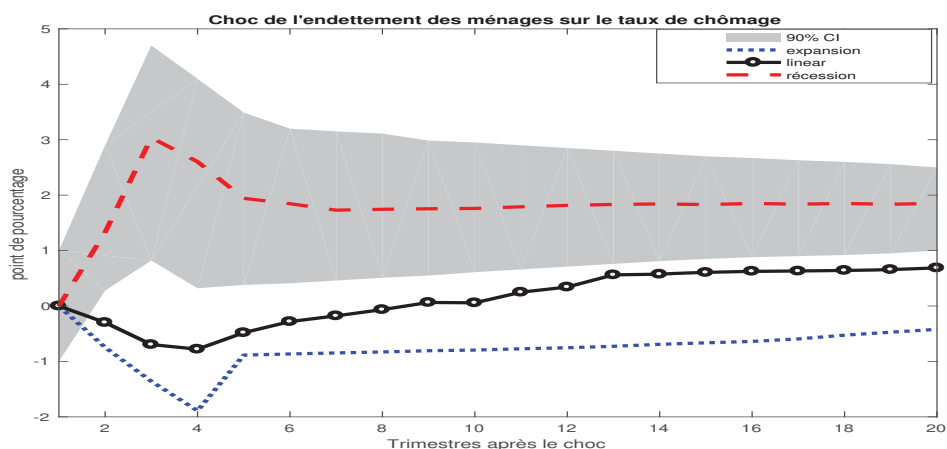
a. Réponse du taux de chômage avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse du taux de chômage en périodes d'expansion



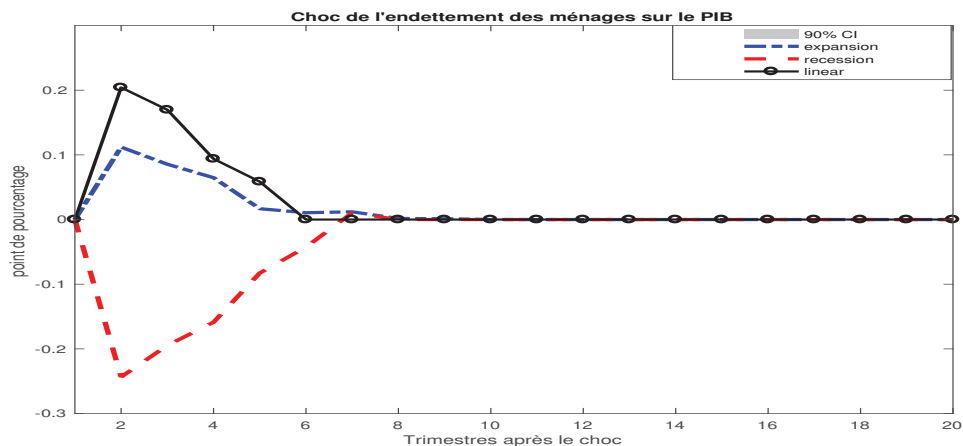
c. Réponse du taux de chômage en périodes de récession



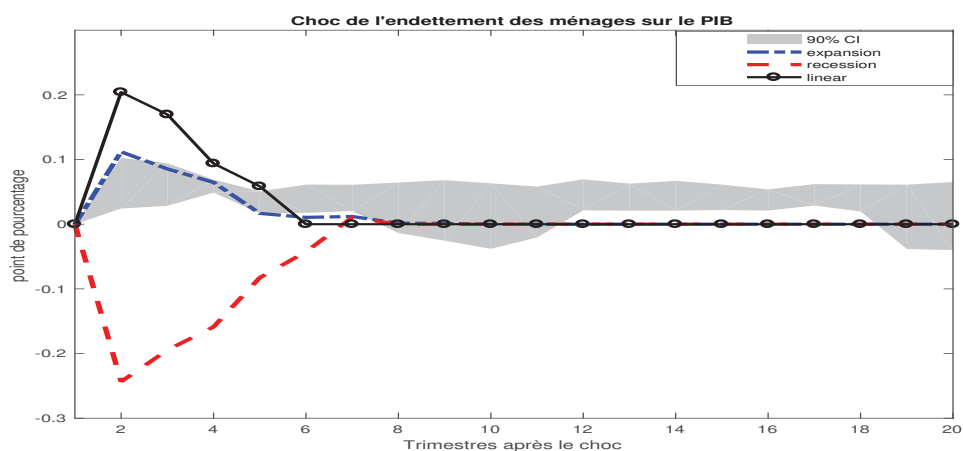
Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

Figure 21 Réponses impulsionnelles du PIB à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1994 - T4-2016

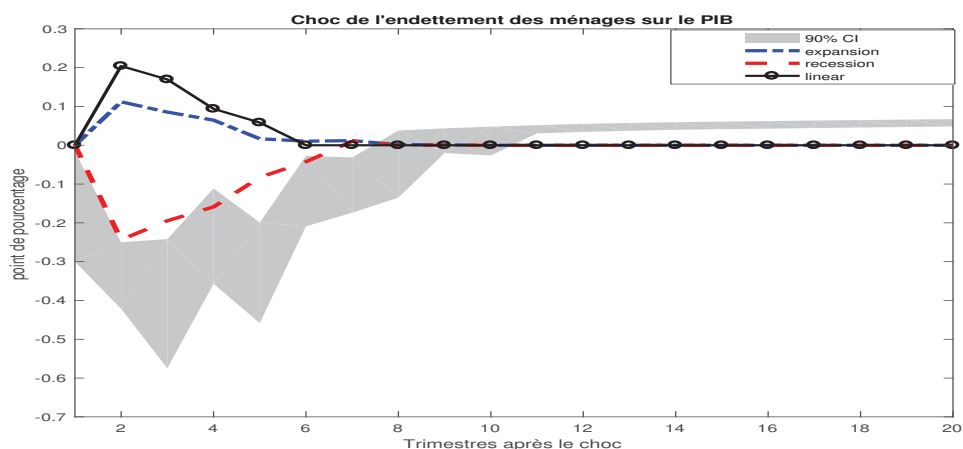
a. Réponse du PIB avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse du PIB en périodes d'expansion



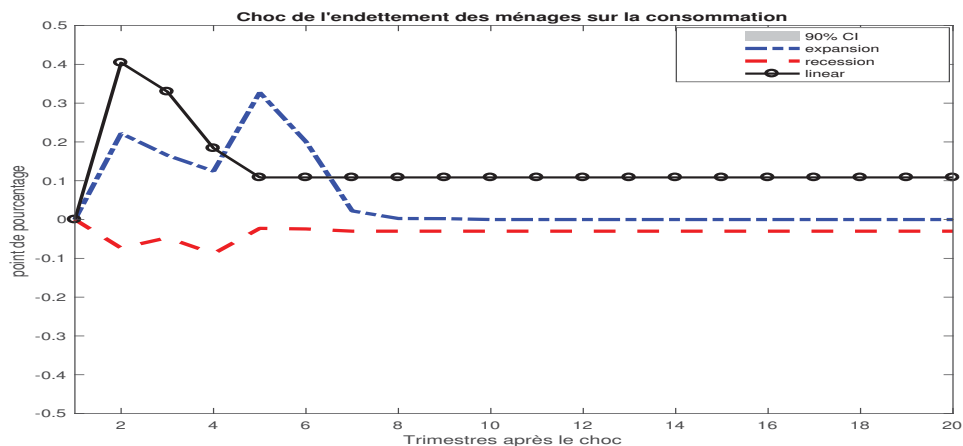
c. Réponse du PIB en périodes de récession



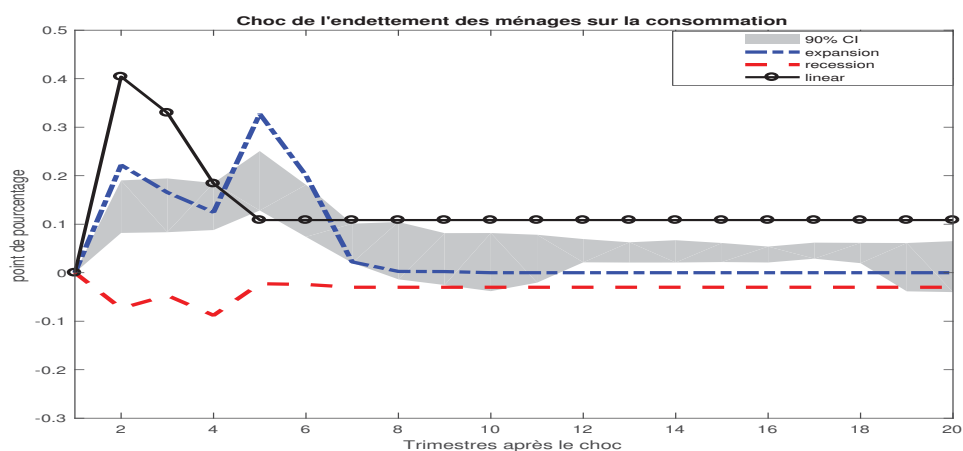
Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

Figure 22 Réponses impulsionnelles de la consommation à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1994 - T4-2016

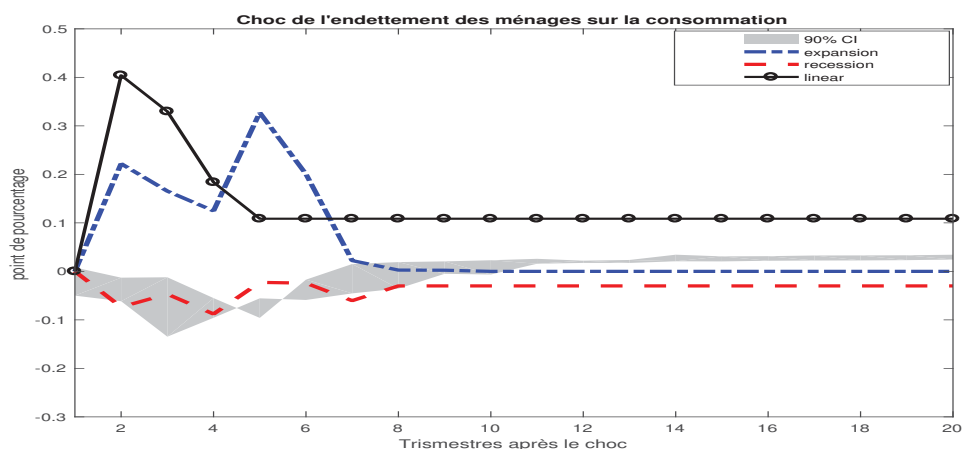
a. Réponse de la consommation avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse de la consommation en périodes d'expansion



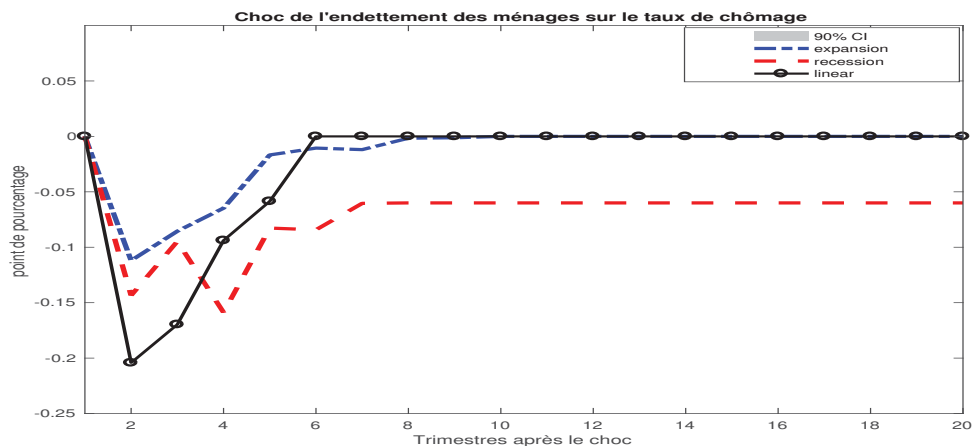
c. Réponse de la consommation en périodes de récession



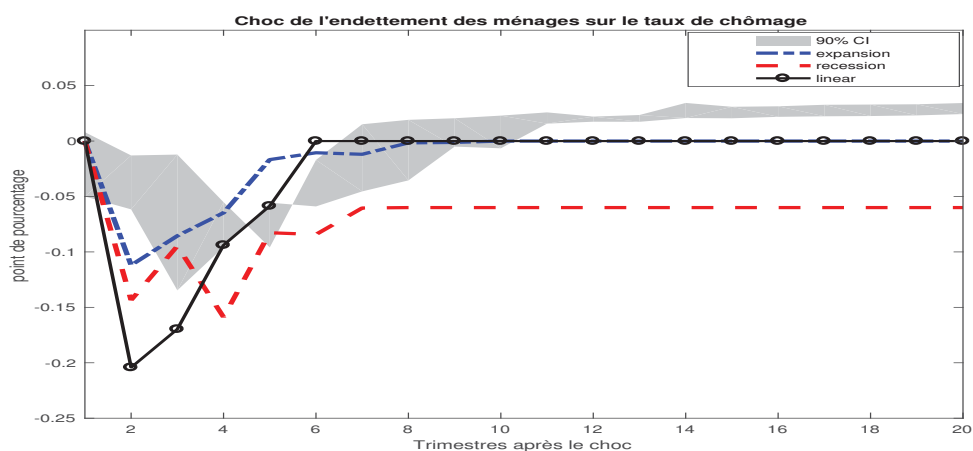
Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.

Figure 23 Réponses implusionnelles du taux de chômage à un choc d'un pourcent de l'endettement des ménages, sous-période T1-1994 - T4-2016

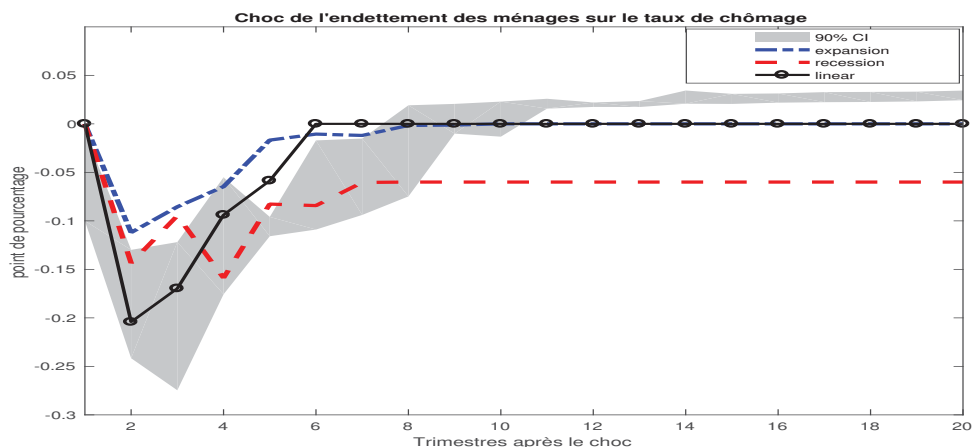
a. Réponse du taux de chômage avec le modèle VAR linéaire



b. Réponse du taux de chômage en périodes d'expansion



c. Réponse du taux de chômage en périodes de récession



Notes : Les réponses obtenues en périodes de récessions (Figures a., b. et c.) sont multipliées par - 1 pour faciliter la compréhension des résultats présentés.



## 6 Conclusion

Dans ce chapitre, la contribution de l'endettement des ménages à l'explication de l'asymétrie en Finlande a été examinée. L'étude a été motivée, d'une part, par la position de la Finlande dans le classement des pays développés ayant un ratio élevé d'endettement des ménages par rapport à leurs actifs. Cela peut être une source de vulnérabilité pour ces ménages et une source de fragilité pour les économies de ces pays. D'autre part, la Finlande est également l'un des pays nordiques qui ont connu une grave récession dans les années 1990. L'endettement des ménages n'est pas identifié comme la cause principale de cette récession, mais il est resté à un niveau élevé dans les années précédant la récession, après la libéralisation du système financier. Par ailleurs, la littérature montre que l'impact d'un choc de l'endettement des ménages génère un cycle d'expansion-récession de l'économie semblable à celui d'un cycle de crédit (Mian *et al.* (2017)).

L'analyse de la notion de l'asymétrie en Finlande a consisté à utiliser un modèle VAR linéaire, les modèles non linéaires STVAR et trois mesures de l'activité économique (le PIB, la consommation et le taux de chômage). Les résultats obtenus avec le VAR linéaire montrent qu'un choc positif de l'endettement des ménages a un impact positif sur le PIB et la consommation et un impact négatif sur le taux de chômage. S'agissant du STVAR, les résultats montrent que les effets d'un choc lié à l'endettement des ménages sont plus importants en récession qu'en expansion, tant pour le PIB, la consommation que le taux de chômage. Plus spécifiquement, les résultats révèlent un impact positif sur le PIB et la consommation et un impact négatif sur le taux de chômage en expansion et en récession, avec une ampleur plus grande en périodes de récession. Par ailleurs, la réaction de la consommation demeure plus significative. Les résultats sont robustes pendant la période de la Grande Dépression finlandaise.

En réponse aux effets macroéconomiques asymétriques de l'endettement des ménages, les politiques de sortie de crise pourraient être des réductions ou des annulations de la dette des ménages. Un mécanisme de partage des pertes entre les ménages et les autorités publiques peut aussi s'avérer pertinent. La consommation ayant réagi de manière plus significative, ces mesures devraient être suffisamment fortes pour éviter un resserrement des contraintes budgétaires des ménages.

Le chapitre a utilisé les données de l'endettement des ménages pour analyser la notion de l'asymétrie en Finlande dans les liens entre le secteur immobilier et l'activité économique. Certes, la dette des ménages est essentiellement composée de l'endettement hypothécaire pour de nombreux pays développés dont la Finlande (voir la Figure A5.4), il serait plus

approprié d'utiliser directement les données d'endettement hypothécaire des ménages pour étudier l'asymétrie. Cette limite est du chapitre est due à la non disponibilité de cette variable sur la période considérée. Par ailleurs, le chapitre présente une limite sur l'utilisation de plusieurs sources de datation de récessions (Statistiques Finlande, du FMI et de l'OCDE) du fait que la Finlande ne dispose pas d'une source officiellement reconnue.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

Cette thèse a mis l'accent sur l'asymétrie et a étudié la contribution du secteur immobilier dans l'explication des asymétries macroéconomiques en trois chapitres. Dans un cadre empirique, le premier chapitre a examiné les réponses de la consommation privée aux variations des prix des logements à partir de données américaines allant de T1-1980 à T4-2016. L'asymétrie est mesurée en comparant les élasticités de la consommation aux régimes de hausse et de baisse des prix de l'immobilier. Les résultats montrent que la consommation est plus sensible lorsque les prix des logements baissent, en particulier lorsque la consommation est mesurée par les dépenses personnelles en biens non durables. L'engagement de politiques publiques peut être pertinent en périodes de baisse des prix des logements pour particulièrement inciter les ménages à consommer davantage. Toutefois, la méthode des modèles non linéaires à changement de régime markovien n'est pas universellement reconnue comme meilleure méthode pour déterminer les différents régimes des prix de l'immobilier. Ainsi, l'utilisation d'une autre méthode comme celle des modèles TAR pourrait être pertinente pour des recherches futures. De plus, les données utilisées dans le chapitre sont des données agrégées au niveau national. Une analyse des effets asymétriques attribuables au secteur immobilier à partir des données régionales ou au niveau des grandes zones métropolitaines telles que la région du Sun Belt aux États-Unis peut également faire l'objet d'une extension du chapitre.

Le deuxième chapitre de la thèse est un cadre théorique d'équilibre général avec des agents hétérogènes et a examiné la contribution des coûts d'ajustement asymétriques de l'investissement résidentiel dans l'explication des asymétries macroéconomiques. Les coûts d'ajustement sont asymétriques en raison des irréversibilités causées par l'inélasticité de l'offre de logements. Les simulations, calibrées avec des données américaines, montrent que l'asymétrie des coûts d'ajustement - des coûts plus élevés en présence de chocs négatifs - génère une réaction symétrique de l'investissement résidentiel et des prix des logements. Cette réaction symétrique s'est traduite par une réponse asymétrique des variables macroéconomiques en raison de l'absorption par le stock de logements des coûts d'ajustement élevés en face de chocs négatifs. Cette réaction asymétrique de l'activité économique pourrait être réduite par l'engagement de politiques publiques ayant pour objectif de faciliter l'accès des ménages à

une assurance hypothécaire adaptée. Comme pistes de recherche futures, le chapitre propose une modélisation du travail pour les ménages patients et une asymétrie du capital physique, mais aussi la prise en compte d'autres types de chocs.

Le troisième et dernier chapitre de la thèse a examiné les effets macroéconomiques des chocs liés à l'endettement des ménages en Finlande. En particulier, il a examiné et comparé les réponses de l'économie à ces chocs en périodes de récession et d'expansion à l'aide d'un modèle VAR linéaire et des modèles non linéaires STVAR sur la période T1-1980 - T4-2016. Les résultats sont en faveur d'asymétries macroéconomiques liées à l'endettement des ménages, avec des réponses plus importantes du PIB, de la consommation et du taux de chômage en périodes de récession. De plus, les résultats de l'analyse de sensibilité montrent que les effets restent statistiquement significatifs et importants pendant la « Grande Dépression finlandaise » du début des années 1990, tandis qu'ils ne sont pas statistiquement significatifs pendant la Grande Récession. Ces résultats sont en faveur de politiques publiques de réduction ou d'annulation de la dette des ménages ou d'un mécanisme de partage des pertes entre ménages et autorités publiques en périodes de récession. Ce chapitre a utilisé des données sur la dette des ménages en raison du manque de données sur l'endettement hypothécaire des ménages en Finlande sur une période de l'étude. Une des pistes de recherche futures du chapitre peut être l'utilisation de la dette hypothécaire à la place de l'endettement des ménages pour mieux explorer les effets asymétriques dus au secteur immobilier. Par ailleurs, examiner de tels effets dans d'autres pays dont l'économie est similaire à celle de la Finlande comme le Canada peut constituer une extension du chapitre.

## BIBLIOGRAPHIE

- ABBRIITI, M. et FAHR, S. (2013). Downward wage rigidity and business cycle asymmetries. *Journal of Monetary Economics*, 60(7):871–886.
- ACEMOGLU, D. et SCOTT, A. (1997). Asymmetric business cycles : Theory and time-series evidence. *Journal of Monetary Economics*, 40(3):501–533.
- ADALID, R. et DETKEN, C. (2007). Liquidity shocks and asset price boom/bust cycles.
- AGNELLO, L. et SCHUKNECHT, L. (2011). Booms and busts in housing markets : Determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, 20(3):171–190.
- ALESSI, L. et DETKEN, C. (2011). Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles : A role for global liquidity. *European Journal of Political Economy*, 27(3):520–533.
- ALTER, A., FENG, A. X. et VALCKX, N. (2018). *Understanding the Macro-Financial Effects of Household Debt : A Global Perspective*. International Monetary Fund.
- ATTANASIO, O. P., BLOW, L., HAMILTON, R. et LEICESTER, A. (2009). Booms and busts : Consumption, house prices and expectations. *Economica*, 76(301):20–50.
- AUERBACH, A. J. et GORODNICHENKO, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal : Economic Policy*, 4(2):1–27.
- AZAD CHOWDHURY, R. et MACLENNAN, D. (2014). Regional house price cycles in the uk, 1978-2012 : a markov switching var. *Journal of European Real Estate Research*, 7(3):345–366.
- BECK, T. et LEVINE, R. (2004). Stock markets, banks, and growth : Panel evidence. *Journal of Banking & Finance*, 28(3):423–442.
- BECK, T., LEVINE, R. et LOAYZA, N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of financial economics*, 58(1-2):261–300.
- BERGER, D. et VAVRA, J. (2014). Measuring how fiscal shocks affect durable spending in recessions and expansions. *American Economic Review*, 104(5):112–15.

- BOOTH, G. G., GLASCOCK, J. L., MARTIKAINEN, T. et ROTHUVIUS, T. (1994). The financing of residential real estate in finland : an overview. *Journal of Housing Research*, pages 205–227.
- BORDES, C. (1993). The finnish economy : The boom, the debt, the crisis and the prospects. *Manuscript. University of Bordeaux, France*.
- BORDO, M. D. et JEANNE, O. (2002). Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- CAGGIANO, G., CASTELNUOVO, E. et GROSHENNY, N. (2014). Uncertainty shocks and unemployment dynamics in us recessions. *Journal of Monetary Economics*, 67:78–92.
- CAMPBELL, J. R. et HERCOWITZ, Z. (2009). Welfare implications of the transition to high household debt. *Journal of Monetary Economics*, 56(1):1–16.
- CAMPBELL, J. Y. et COCCO, J. F. (2007). How do house prices affect consumption ? evidence from micro data. *Journal of monetary Economics*, 54(3):591–621.
- CARRASCO, M., HU, L. et PLOBERGER, W. (2014). Optimal test for markov switching parameters. *Econometrica*, 82(2):765–784.
- CARROLL, C. D., OTSUKA, M. et SLACALEK, J. (2011). How large are housing and financial wealth effects ? a new approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1):55–79.
- CASE, K. E., QUIGLEY, J. M. et SHILLER, R. J. (2005). Comparing wealth effects : the stock market versus the housing market. *Advances in macroeconomics*, 5(1).
- CASE, K. E., QUIGLEY, J. M. et SHILLER, R. J. (2012). Wealth effects revisited 1975 - 2012. *Critical Finance Review*, 2:101–128.
- CASTELNUOVO, E., CAGGIANO, G. et MANUEL FIGUERES, J. (2017). Economic policy uncertainty spillovers in booms and busts.
- CHENG, C. H. J. et CHIU, C.-W. J. (2016). Nonlinearities of mortgage spreads over the business cycles.
- CHERNOZHUKOV, V. et HONG, H. (2003). An mcmc approach to classical estimation. *Journal of Econometrics*, 115(2):293–346.
- CLEMENTS, M. P. et KROLZIG, H.-M. (2003). Business cycle asymmetries : Characterization and testing based on markov-switching autoregressions. *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(1):196–211.
- CONESA, J. C., KEHOE, T. J. et RUHL, K. J. (2007). Modeling great depressions : the depression in finland in the 1990s. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- DAVIS, M. A. et HEATHCOTE, J. (2005). Housing and the business cycle. *International Economic Review*, 46(3):751–784.

- DEJUÁN, D. (2017). The dynamics of household debt and gdp : Reconsidering minsky from an empirical perspective (us, 1980-2016). In *XXIV Encuentro de Economía Pública*, page 87. Universidad de Castilla-La Mancha.
- DELONG, J. B. et SUMMERS, L. H. (1984). Are business cycles symmetric ?
- DEMYANYK, Y. S., HRYSHKO, D., LUENGO-PRADO, M. J. et SØRENSEN, B. E. (2015). The rise and fall of consumption in the'00s.
- DETKEN, C. et SMETS, F. (2004). Asset price booms and monetary policy. *Macroeconomic Policies in the World Economy, Springer, Berlin*, pages 189–227.
- DI SANZO, S. (2009). Testing for linearity in markov switching models : a bootstrap approach. *Statistical Methods and Applications*, 18(2):153–168.
- ENGLUND, P. et VIHRIÄLÄ, V. (2003). *Financial crises in developed economies : The cases of Sweden and Finland*. PTT.
- FAGAN, G. et MESSINA, J. (2009). Downward wage rigidity and optimal steady-state inflation.
- FATÁS, A. *et al.* (2009). Lessons for monetary policy from asset price fluctuations.
- FRIEDMAN, M. (1957). *Theory of the consumption function*. princeton university press.
- GARCIA, R. (1998). Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in markov switching models. *International Economic Review*, pages 763–788.
- GARCIA, R., PERRON, P. *et al.* (1991). *An analysis of the real interest rate under regime shifts*. Universite de Montreal, Departement de sciences economiques.
- GERDESMEIER, D., REIMERS, H.-E. et ROFFIA, B. (2010). Asset price misalignments and the role of money and credit. *International Finance*, 13(3):377–407.
- GILCHRIST, S. et WILLIAMS, J. C. (2000). Putty-clay and investment : a business cycle analysis. *Journal of Political Economy*, 108(5):928–960.
- GLICK, R., LANSING, K. J. *et al.* (2010). Global household leverage, house prices, and consumption. *FRBSF Economic Letter*, 1:1–5.
- GOLDFELD, S. M. et QUANDT, R. E. (1973). A markov model for switching regressions. *Journal of econometrics*, 1(1):3–15.
- GOMME, P. et RUPERT, P. (2007). Theory, measurement and calibration of macroeconomic models. *Journal of Monetary Economics*, 54(2):460–497.
- GORODNICHENKO, Y., MENDOZA, E. G. et TESAR, L. L. (2012). The finnish great depression : From russia with love. *American Economic Review*, 102(4):1619–44.

- GREEN, R. K. (1997). Follow the leader : how changes in residential and non-residential investment predict changes in gdp. *Real Estate Economics*, 25(2):253–270.
- GUERRIERI, L. et IACOVIELLO, M. (2017). Collateral constraints and macroeconomic asymmetries. *Journal of Monetary Economics*, 90:28–49.
- GUIDOLIN, M. (2011a). Markov switching in portfolio choice and asset pricing models : A survey. In *Missing Data Methods : Time-Series Methods and Applications*, pages 87–178. Emerald Group Publishing Limited.
- GUIDOLIN, M. (2011b). Markov switching models in empirical finance. In *Missing data methods : Time-series methods and applications*, pages 1–86. Emerald Group Publishing Limited.
- GULAN, A., HAAVIO, M. et KILPONEN, J. (2014b). Kiss me deadly : From finnish great depression to great recession. *Bank of Finland Research Discussion paper*, (24).
- GULAN, A., HAAVIO, M., KILPONEN, J. et al. (2014a). From finnish great depression to great recession.
- HALL, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis : theory and evidence. *Journal of political economy*, 86(6):971–987.
- HALL, S., PSARADAKIS, Z. et SOLA, M. (1997). Switching error-correction models of house prices in the united kingdom. *Economic Modelling*, 14(4):517–527.
- HAMILTON, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 357–384.
- HAMILTON, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of econometrics*, 45(1-2):39–70.
- HAMILTON, J. D. (2005). What’s real about the business cycle ? Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- HANSEN, B. E. (1992). The likelihood ratio test under nonstandard conditions : testing the markov switching model of gnp. *Journal of applied Econometrics*, 7(S1):S61–S82.
- HANSEN, G. D. et PRESCOTT, E. C. (2005). Capacity constraints, asymmetries, and the business cycle. *Review of Economic Dynamics*, 8(4):850–865.
- HONKAPOHJA, S. et KOSKELA, E. (1999). The economic crisis of the 1990s in finland. *Economic Policy*, 14(29):400–436.
- IACOVIELLO, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American economic review*, 95(3):739–764.



- IACOVIELLO, M. et NERI, S. (2010). Housing market spillovers : evidence from an estimated dsge model. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 2(2):125–64.
- JOVANOVIĆ, B. (2006). Asymmetric cycles. *The Review of Economic Studies*, 73(1):145–162.
- KAPLAN, G., MITMAN, K. et VIOLANTE, G. L. (2016). Non-durable consumption and housing net worth in the great recession : Evidence from easily accessible data. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- KENNY, G. (2003). Asymmetric adjustment costs and the dynamics of housing supply. *Economic Modelling*, 20(6):1097–1111.
- KIM, C.-J. et NELSON, C. R. (1998). Testing for mean reversion in heteroskedastic data ii : Autoregression tests based on gibbs-sampling-augmented randomization. *Journal of Empirical Finance*, 5(4):385–396.
- KIM, J. et RUGE-MURCIA, F. J. (2009). How much inflation is necessary to grease the wheels ? *Journal of Monetary Economics*, 56(3):365–377.
- KIM, Y. K. (2016). Macroeconomic effects of household debt : an empirical analysis. *Review of Keynesian Economics*, 4(2):127–150.
- KOCHERLAKOTA, N. *et al.* (2000). Creating business cycles through credit constraints. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 24(3):2–10.
- KOOP, G. et POTTER, S. M. (1999). Dynamic asymmetries in us unemployment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(3):298–312.
- KROLZIG, H.-M. (1997). *Markov-switching vector autoregressions : Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*, volume 454. Springer Science & Business Media.
- LEAMER, E. E. (2007). Housing is the business cycle. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- LIU, Z., WANG, P. et ZHA, T. (2013). Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations. *Econometrica*, 81(3):1147–1184.
- MIAN, A., RAO, K. et SUFI, A. (2013). Household balance sheets, consumption, and the economic slump. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4):1687–1726.
- MIAN, A. et SUFI, A. (2010). Household leverage and the recession of 2007–09. *IMF Economic Review*, 58(1):74–117.
- MIAN, A. et SUFI, A. (2011). House prices, home equity-based borrowing, and the us household leverage crisis. *American Economic Review*, 101(5):2132–56.
- MIAN, A., SUFI, A. *et al.* (2009). Household leverage and the recession of 2007 to 2009. *SBP Research Bulletin*, 7(24):125–173.

- MIAN, A., SUFI, A. et VERNER, E. (2017). Household debt and business cycles worldwide. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4):1755–1817.
- MONACELLI, T. (2008). Optimal monetary policy with collateralized household debt and borrowing constraints. In *Asset Prices and Monetary Policy*, pages 103–146. University of Chicago Press.
- NEFTCI, S. N. (1984). Are economic time series asymmetric over the business cycle? *Journal of Political Economy*, 92(2):307–328.
- NNEJI, O., BROOKS, C. et WARD, C. W. (2013). House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes. *Economic Modelling*, 32:172–178.
- PALLEY, T. I. (1994). Debt, aggregate demand, and the business cycle : an analysis in the spirit of kaldor and minsky. *Journal of Post Keynesian Economics*, 16(3):371–390.
- PRIETO, E., EICKMEIER, S. et MARCELLINO, M. (2016). Time variation in macro-financial linkages. *Journal of Applied Econometrics*, 31(7):1215–1233.
- PSARADAKIS, Z. et SPAGNOLO, N. (2003). On the determination of the number of regimes in markov-switching autoregressive models. *Journal of time series analysis*, 24(2):237–252.
- QUANDT, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American statistical association*, 67(338):306–310.
- ROTHMAN, P. (1991). Further evidence on the asymmetric behavior of unemployment rates over the business cycle. *Journal of Macroeconomics*, 13(2):291–298.
- SIMO-KENGNE, B. D., BALCILAR, M., GUPTA, R., REID, M. et AYE, G. C. (2013). Is the relationship between monetary policy and house prices asymmetric across bull and bear markets in south africa? evidence from a markov-switching vector autoregressive model. *Economic Modelling*, 32:161–171.
- SMETS, F. et WOUTERS, R. (2007). Shocks and frictions in us business cycles : A bayesian dsge approach. *American economic review*, 97(3):586–606.
- TERASVIRTA, T., TJOSTHEIM, D., GRANGER, C. W. *et al.* (2010). Modelling nonlinear economic time series. *OUP Catalogue*.
- TERÄSVIRTA, T., YANG, Y. *et al.* (2014). Specification, estimation and evaluation of vector smooth transition autoregressive models with applications.
- TOPEL, R. et ROSEN, S. (1988). Housing investment in the united states. *Journal of political Economy*, 96(4):718–740.
- TSAI, I.-C., CHEN, M.-C. et MA, T. (2010). Modelling house price volatility states in the uk by switching arch models. *Applied Economics*, 42(9):1145–1153.

VAN NIEUWERBURGH, S. et VELDKAMP, L. (2006). Learning asymmetries in real business cycles. *Journal of monetary Economics*, 53(4):753–772.

VIHRIÄLÄ, V. (1997). *Banks and the Finnish credit cycle 1986-1995*.

# 1 Annexes du chapitre : Prix des logements et asymétries macroéconomiques - le cas des États-Unis

## A.1 Choix du nombre de retard optimal des prix des logements, étude de stationnarité, choix du modèle MS et liste des variables

Tableau A5.1 Choix du nombre optimal de retard

	$hp_t$			$\Delta(hp_t)$		
	(1) <i>AIC</i>	(2) <i>BIC</i>	(3) P-value auto-corr. rés	(4) <i>AIC</i>	(5) <i>BIC</i>	(6) P-value autocorr. rés
AR(1)	490,757	499,728	0.0000	-1015,139	<b>-1006,168</b>	0,9147
AR(2)	241,257	253,218	0,3833	-1013,495	-1001,533	0,5729
AR(3)	243,038	257,990	0,2826	-1013,656	-998,703	0,884
AR(4)	240,217	258,159	0,5762	<b>-1021,348</b>	-1003,406	0,8153
AR(5)	<b>230,826</b>	<b>251,759</b>	0,9031	-1019,693	-998,760	0,9400
AR(6)	231,868	255,791	0,9340	-1017,953	-994,029	0,9492
AR(7)	233,783	260,697	0,9495	-1015,957	-989,043	0,9393
AR(8)	235,496	265,400	0,9728	-1014,51	-984,605	0,9796
AR(9)	236,627	269,522	0,9901	-1012,693	-979,798	0,9831
AR(10)	238,515	274,400	0,9924	-1011,985	-976,100	0,9866

Notes :  $hp_t$  représente la variable "prix des logements" et  $\Delta(hp_t)$  est la première différence de celle-ci

Tableau A5.2 Test de stationnarité des prix des logements

	Stat.	1%	5%	10%
$hp_t$				
AR(5)-AIC et BIC	-1,880	-3,496	-2,887	-2,577
$\Delta(hp_t)$				
AR(4)-AIC	-3,224	-3,496	-2,887	-2,577
AR(1)-BIC	-2,816	-3,495	-2,887	-2,577

Notes :  $hp_t$  représente la variable "prix des logements" et  $\Delta(hp_t)$  est la première différence de celle-ci.

$H_0$  : il existe au moins une racine unitaire contre  $H_a$  : la série est stationnaire.

Tableau A5.3 Modèles MS(2)-AR(p) des prix des logements

Modèles	AIC	BIC
MS(2)-AR(1)	-1012,055	-1014,194
MS(2)-AR(2)	-1015,666	-1017,847
MS(2)-AR(3)	-1020,232	-1012,455
MS(2)-AR(4)	-1021,385	-1013,65
MS(2)-AR(5)	-1034,47	-1016,778
MS(2)-AR(6)	-1038,178	-1020,528
<b>MS(2)-AR(7)</b>	<b>-1039,462</b>	<b>-1021,855</b>
MS(2)-AR(8)	-1027,914	-1010,35

Tableau A5.4 Liste des variables

Variables	Notation	Sources et détails
Prix des logements	hp	Banque des règlements internationaux (BIS)
Consommation agrégée	conso	Bureau of Economic Analysis (BEA) (Tableau 1.5.5.)
Consommation en biens	conso-bien	Bureau of Economic Analysis (BEA) (Tableau 1.5.5.)
Consommation en biens durables	conso-dur	Bureau of Economic Analysis (BEA) (Tableau 1.5.5.)
Consommation en biens non durables	conso-nondur	Bureau of Economic Analysis (BEA) (Tableau 1.5.5.)
Consommation en services	conso-serv	Bureau of Economic Analysis (BEA) (Tableau 1.5.5.)
Production intérieure brute	PIB	Bureau of economic analysis (BEA) (Tableau 1.5.5.)
Taux d'intérêt	int	Réserve Fédérale de Saint-Louis
taux des prêts hypothécaire fixe à 5 ans	int-hypo	(MORTGAGE5US) Réserve fédérale de Saint-Louis
Taux de chômage	chom	Personnes âgées de 15 à 64 ans, Réserve Fédérale de Saint-Louis (LRUN64TTUSQ156S)

## A.2 Test de non linéarité

Les étapes du test de non linéarité proposé par Di Sanzo (2009) sont les suivantes :

1. Calculer le maximum de log-vraisemblance  $L(\hat{\Theta}_0)$  du modèle linéaire AR(1) sous l'hypothèse nulle. Obtenir les estimés de  $\hat{\Theta}_0$  et des résidus  $\hat{\epsilon}_t$
2. Estimer le modèle sous l'hypothèse alternative MS(2)-AR(1), calculer le maximum de log-vraisemblance  $L(\hat{\Theta}_1)$  et la statistique du test LR pour l'échantillon,

$$LR = 2[L(\hat{\Theta}_1) - L(\hat{\Theta}_0)]$$

3. Obtenir les erreurs  $\epsilon_t$  bootstrap en ré-échantillon les résidus estimés  $\hat{\epsilon}_t$  par remplacement.
4. Construire les données bootstrap sous l'hypothèse nulle  $\hat{\Theta}_0$  en utilisant la régression suivant :

$$y_t = \hat{\nu}_0 + \hat{\rho}_0 y_{t-1} + \epsilon_t$$

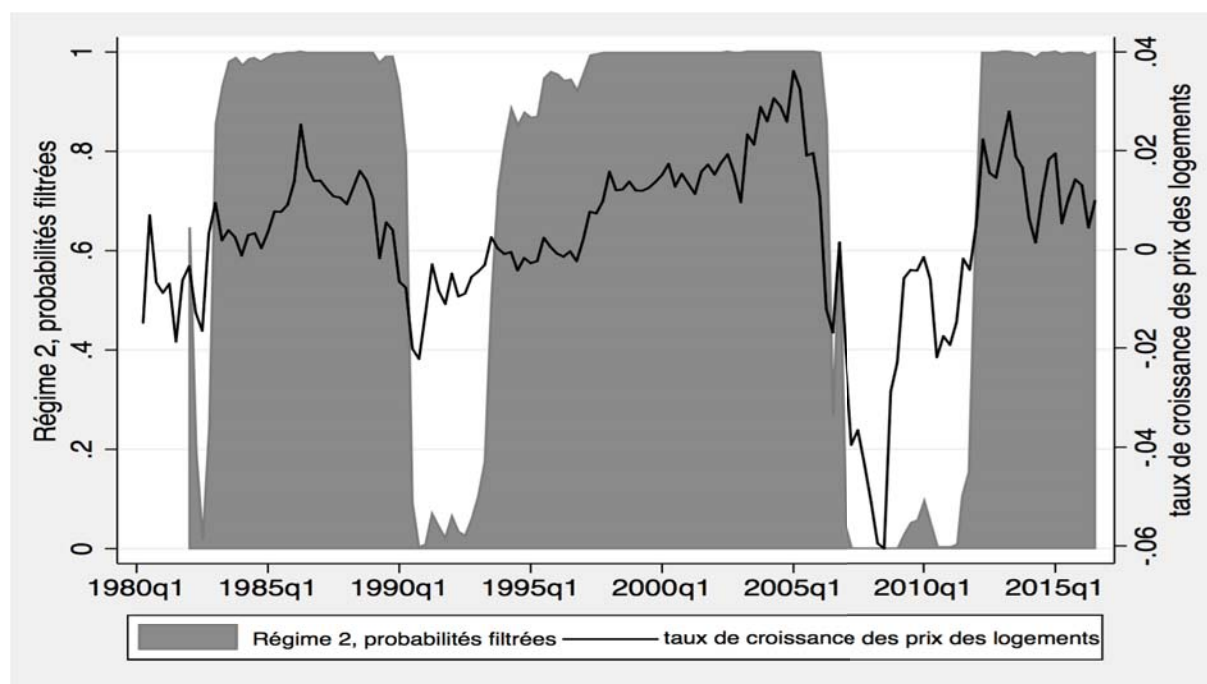
où les observations initiales sont aléatoirement sélectionnées des données. Répéter cette étape jusqu'à N-fois.

5. Estimer le modèle sous l'hypothèse nulle et sous l'hypothèse alternative et calculer  $LR^B$
6. Répéter cette étape N-fois
7. Obtenir la p-value comme la fonction des  $LR^B$  bootstrap qui sont plus grands que les  $LR$  de l'échantillon.

$$p = N^{-1} \sum_{n=1}^N I(LR_n^B > LR)$$

où  $I$  est une fonction indicatrice qui est égale à 1 si la condition à l'intérieur des parenthèses est vraie et 0 si elle est fausse.

Figure A5.1 Probabilités filtrées, régime 2 (flamblée des prix des logements)



Notes : résultats obtenus avec le modèle MS(2)-AR(7).

### A.3 Le modèle à trois régimes

La formulation du modèle CRM à trois régimes est MS(M)-AR(p), où  $M = 3$  ( $s_t = \{1, 2, 3\}$ , où  $s_t = 1$ ,  $s_t = 2$ ,  $s_t = 3$  sont les régimes où les prix des logements sont respectivement faibles, normaux et élevés. Le nombre de retards autorégressifs,  $p$ , sera celui du modèle choisi par les critères de sélection AIC et BIC. Le modèle MS(2)-AR(p) appliqué à la série "prix des logements" s'écrit alors :

$$hp_t = \nu(s_t) + \sum_{\tau=1}^T \rho_{\tau} hp_{t-\tau} + u_t, \quad u_t \sim iid \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad (A5.1)$$

où  $hp_t$  la série "prix des logements",  $\nu(s_t)$  est la moyenne (avec  $\nu_1$  au régime 1,  $\nu_2$  au régime 2 et  $\nu_3$  au régime 3). Les retards de  $hp_t$  ( $\sum_{\tau=1}^T \rho_{\tau} hp_{t-\tau}$ ), ainsi que le terme aléatoire ( $u_t$ ) sont indépendants des régimes. La matrice de transition pour  $M=3$  correspond à la définition :

$$P = \begin{bmatrix} Pr(s_t = 1|s_{t-1} = 1) & Pr(s_t = 2|s_{t-1} = 1) & Pr(s_t = 3|s_{t-1} = 1) \\ Pr(s_t = 1|s_{t-1} = 2) & Pr(s_t = 2|s_{t-1} = 2) & Pr(s_t = 3|s_{t-1} = 2) \\ Pr(s_t = 1|s_{t-1} = 3) & Pr(s_t = 2|s_{t-1} = 3) & Pr(s_t = 3|s_{t-1} = 3) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix} \quad (A5.2)$$

La densité de  $hp_t$  conditionnel au régime  $j$  est représenté comme suit :

$$f_t(hp_t, s_t | \Omega_{t-1}; \Theta) = \sum_{j=1}^3 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left\{-\frac{(hp_t - \nu(s_t) - \sum_{\tau=1}^T \rho_{\tau} hp_{t-\tau})^2}{2\sigma^2}\right\} * P(s_t = j | \Omega_{t-1}; \Theta) \quad (A5.3)$$

Avec  $f_t(hp_t | \Omega_{t-1}; \Theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left\{-\frac{(hp_t - \nu(s_t) - \sum_{\tau=1}^T \rho_{\tau} hp_{t-\tau})^2}{2\sigma^2}\right\}$ , la densité conditionnelle de  $hp_t$  et  $f(s_t | \Omega_{t-1}; \Theta) = P(s_t = j | \Omega_{t-1}; \Theta)$ , la densité conditionnelle de  $s_t$ . Ainsi, la fonction du maximum log-vraisemblance de la densité jointe de  $hp_t$  et  $s_t$  suivante est obtenue :

$$l_t(\Theta) = \sum_{t=1}^T \ln\left(\sum_{j=1}^3 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left\{-\frac{(hp_t - \nu(s_t) - \sum_{\tau=1}^T \rho_{\tau} hp_{t-\tau})^2}{2\sigma^2}\right\} * P(s_t = j | \Omega_{t-1}; \Theta)\right) \quad (A5.4)$$

Tableau A5.5 Modèles MS(3)-AR(p) des prix des logements exprimés en taux de croissance

	MS(3)-AR(1)	MS(3)-AR(2)	MS(3)-AR(3)
<i>AIC</i>	-1079,954	<b>-1092,772</b>	-1081,576
<i>BIC</i>	-1044,233	<b>-1045,178</b>	-1041,908



## 2 Annexes du chapitre : Coûts d'ajustement de l'investissement résidentiel et asymétries macroéconomiques

### A.1 Programmes des agents

#### A.1.1 Ménages patients

Les ménages patients résolvent le programme suivant :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln c_t + j_t \ln h_t) \quad (\text{A5.5})$$

$$c_t + q_t s_t + i_t + R_{t-1} b_{t-1} = r_t k_t + b_t \quad (\text{A5.6})$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta_k) k_t + i_t \quad (\text{A5.7})$$

$$h_t = (1 - \delta_h) h_{t-1} + s_t \quad (\text{A5.8})$$

$$\mathcal{L} = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\ln c_t + j_t \ln h_t) + \lambda_t ((1 - \delta_k + r_t) k_t + q_t (1 - \delta_h) h_{t-1} + b_t - (c_t + q_t h_t + k_{t+1} + R_{t-1} b_{t-1}))$$

CPO :

$$c_t) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} = 0 \quad \leftrightarrow \quad \frac{\beta^t}{c_t} - \lambda_t = 0 \quad \leftrightarrow \quad \lambda_t = \frac{\beta^t}{c_t} \quad (\text{A5.9})$$

$$b_t) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_t} = 0 \quad \leftrightarrow \quad \lambda_t - R_t \lambda_{t+1} = 0 \quad \leftrightarrow \quad 1 = \beta E_t \left( \frac{c_t}{c_{t+1}} R_t \right) \quad (\text{A5.10})$$

$$k_{t+1}) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial k_{t+1}} = 0 \quad \leftrightarrow \quad -\lambda_t + (1 - \delta_k + r_{t+1}) \lambda_{t+1} = 0 \quad \leftrightarrow \quad 1 = \beta E_t \left( \frac{c_t}{c_{t+1}} (r_{t+1} + (1 - \delta_k)) \right) \quad (\text{A5.11})$$

$$h_t) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial h_t} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \frac{\beta^t j_t}{h_t} - \lambda_t q_t + \lambda_{t+1}(1 - \delta_h) q_{t+1} = 0 \Leftrightarrow \quad \frac{j_t}{h_t} = \frac{q_t}{c_t} - \beta(1 - \delta_h) E_t \frac{q_{t+1}}{c_{t+1}} \quad (\text{A5.12})$$

### A.1.2 Ménages impatientes

Les ménages impatientes résolvent le programme suivant :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta'^t (\ln c'_t + j_t \ln h'_t + \varphi \frac{n_t^{1+\eta}}{1+\eta}) \quad (\text{A5.13})$$

s.à

$$c'_t + q_t s'_t + R_{t-1} b'_{t-1} = w_t n_t + b'_t \quad (\text{A5.14})$$

$$h'_t = (1 - \delta_h) h'_{t-1} + s'_t \quad (\text{A5.15})$$

$$b'_t \leq m E_t (q_{t+1} h'_t) \quad (\text{A5.16})$$

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta'^t (\ln c'_t + j_t \ln h'_t + \varphi \frac{n_t^{1+\eta}}{1+\eta}) + \lambda'_t (w_t n_t + b'_t + q_t (1 - \delta_h) h'_{t-1} - c'_t - q_t h'_t - R_{t-1} b'_{t-1}) \\ + \tau_t (m E_t (q_{t+1} h'_t) - b'_t) \end{aligned}$$

Le Lagrangien correspondant est le suivant où  $\lambda'_t$  et  $\tau_t$  sont respectivement les multiplicateurs de Lagrange de leurs contraintes de budget et d'emprunt des ménages impatientes.

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c'_t} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \frac{\beta'^t}{c'_t} - \lambda'_t = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda'_t = \frac{\beta'^t}{c'_t}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial n_t} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad -\varphi \beta'^t n_t^\eta + \lambda'_t w_t = 0 \quad \Leftrightarrow \quad n_t^\eta = \frac{w_t}{\varphi c'_t} \quad (\text{A5.17})$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial h'_t} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \frac{j_t \beta'^t}{h'_t} - q_t \lambda'_t + (1 - \delta_h) E_t q_{t+1} \lambda'_{t+1} + \tau_t m E_t q_{t+1} &= 0 \\
\Leftrightarrow \quad \frac{q_t}{c'_t} = \frac{j_t}{h'_t} + \beta' E_t \left( \frac{q_{t+1}}{c'_{t+1}} (1 - \delta_h) \right) + \tau_t m E_t q_{t+1} &\quad (\text{A5.18})
\end{aligned}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b'_t} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda'_t - R_t \lambda'_{t+1} - \tau_t = 0 \quad \Leftrightarrow \quad 1 = \beta' E_t \left( \frac{c'_t}{c'_{t+1}} R_t \right) + \tau_t c'_t \quad (\text{A5.19})$$

### A.1.3 Production des biens non durables

$$y_t = a_t k_t^\alpha n_t^{1-\alpha} \quad (\text{A5.20})$$

$$a_t = \rho_k a_{t-1} + \zeta_t \quad (\text{A5.21})$$

Les CPOs du programme de la firme représentative productrice des biens non durables sont données par les équations (A5.22) et (A5.23) où  $r_t$  est la rémunération du capital aux ménages patients et  $w_t$  la rémunération du travail aux ménages impatients.

$$r_t = \alpha a_t \left( \frac{k_t}{n_t} \right)^{(\alpha-1)} \quad (\text{A5.22})$$

$$w_t = (1 - \alpha) a_t \left( \frac{k_t}{n_t} \right)^\alpha \quad (\text{A5.23})$$

### A.1.4 Secteur de construction des maisons

La firme représentative de construction des nouvelles maisons résoud le programme de maximisation suivant :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \frac{\lambda_t^p}{\lambda_0^p} (q_t (H_t - (1 - \delta_h) H_{t-1}) - S_t) \quad (\text{A5.24})$$

s.à

$$H = (1 - \delta_h) H_{t-1} + (1 - AC_t) S_t \quad (\text{A5.25})$$

$$AC_t = \frac{\psi}{\phi^2} (\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) + \phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1) - 1) \quad (\text{A5.26})$$

Ainsi, on a :

$$\begin{aligned} & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \frac{\lambda_t^p}{\lambda_0^p} (q_t ((1 - \delta_h) H_{t-1} + (1 - AC_t) S_t - (1 - \delta_h) H_{t-1}) - S_t) \\ \leftrightarrow & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \frac{\lambda_t^p}{\lambda_0^p} (q_t ((1 - AC_t) S_t) - S_t) \leftrightarrow E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \frac{\lambda_t^p}{\lambda_0^p} (S_t (q_t (1 - AC_t)) - 1) \end{aligned}$$

Finalement, on maximise :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \frac{\lambda_t^p}{\lambda_0^p} (S_t (q_t (1 - (\frac{\psi}{\phi^2} (\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) + \phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1) - 1))) \quad (\text{A5.27})$$

CPO par rapport à  $S_t$  :

$$1 = q_t (1 - AC_t) + \frac{\psi}{\phi} q_t \frac{S_t}{S_{t-1}} [\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) - 1] - \beta_p \frac{\lambda_{t+1}^p}{\lambda_t^p} \frac{\psi}{\phi} E_t q_{t+1} (\frac{S_{t+1}}{S_t})^2 [\exp(-\phi(\frac{S_{t+1}}{S_t} - 1))] ]$$

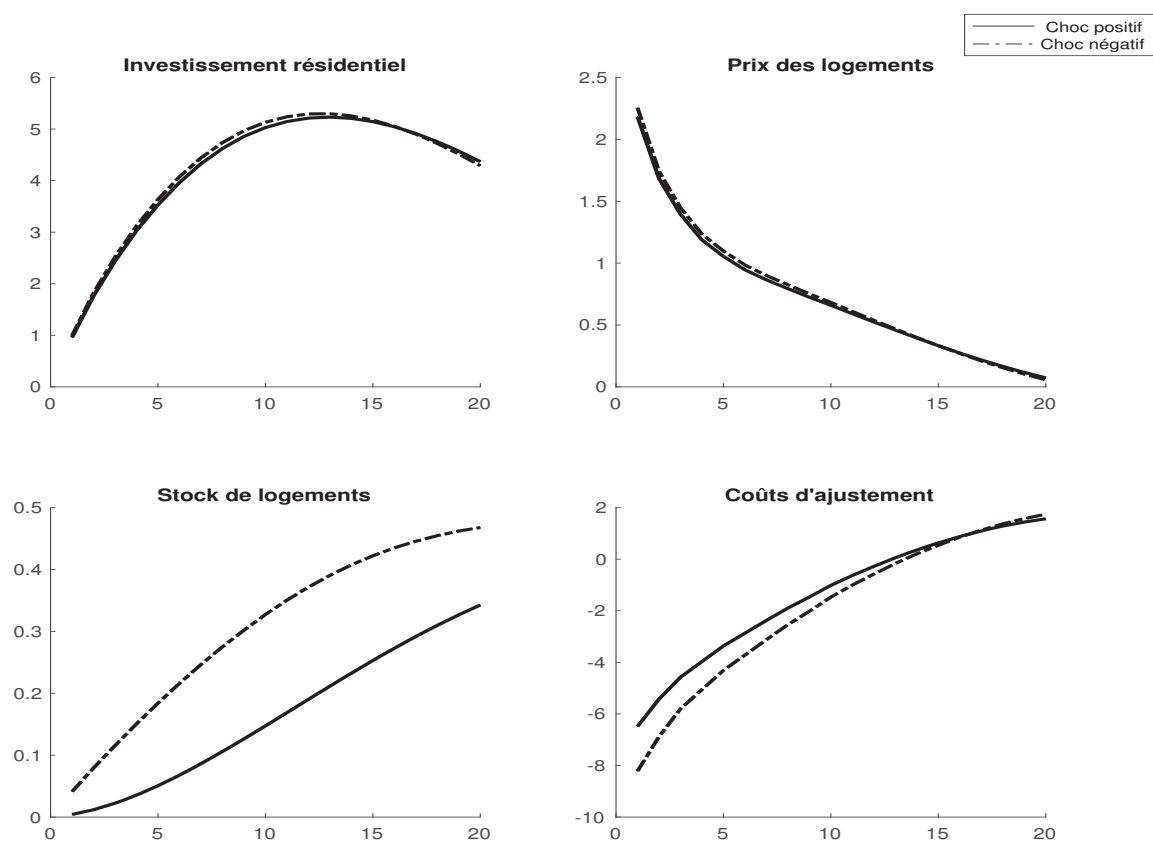
$$\begin{aligned} q_t \approx & \psi(1 + \beta) \tilde{S}_t - \psi(\tilde{S}_{t-1} - 0, 5 \tilde{S}_{t-1}^2 + \tilde{S}_t \tilde{S}_{t-1} + \tilde{S}_t \tilde{q}_t) - \beta \psi E_t \tilde{S}_{t+1} \\ & + 0, 5(3 - \phi + \beta(\phi - \psi)) \tilde{S}_t^2 - 0, 5 \beta \psi (4 - \phi) E_t \tilde{S}_{t+1}^2 - \beta \psi (\phi - 5) E_t \tilde{S}_{t+1} S_t \\ & + \beta \psi E_t (\tilde{q}_{t+1} \tilde{S}_{t+1} + \tilde{c}_t^p \tilde{S}_{t+1} - \tilde{q}_{t+1} \tilde{S}_t - \tilde{c}_{t+1}^p \tilde{S}_{t+1}) \quad (\text{A5.28}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
q_t \approx & \psi[(1 + \beta)\tilde{S}_t - (\tilde{S}_{t-1} - 0, 5\tilde{S}_{t-1}^2 + \tilde{S}_t\tilde{S}_{t-1} + \tilde{S}_t\tilde{q}_t) - \beta E_t\tilde{S}_{t+1} - 0, 5\beta\tilde{S}_t^2 - 0, 5\beta(4)E_t\tilde{S}_{t+1}^2 \\
& + \beta(5)E_t\tilde{S}_{t+1}S_t + \beta E_t(\tilde{q}_{t+1}\tilde{S}_{t+1} + \tilde{c}_t^p\tilde{S}_{t+1} - \tilde{q}_{t+1}\tilde{S}_t - \tilde{c}_{t+1}^p\tilde{S}_{t+1})] \\
& + \psi\phi[0, 5\beta E_t\tilde{S}_{t+1}^2 - \beta E_t\tilde{S}_{t+1}\tilde{S}_t] + \phi[0, 5\tilde{S}_t^2(-1 + \beta)] + 0, 5(3)\tilde{S}_t^2 \quad (\text{A5.29})
\end{aligned}$$

## A.2 Équations du modèle

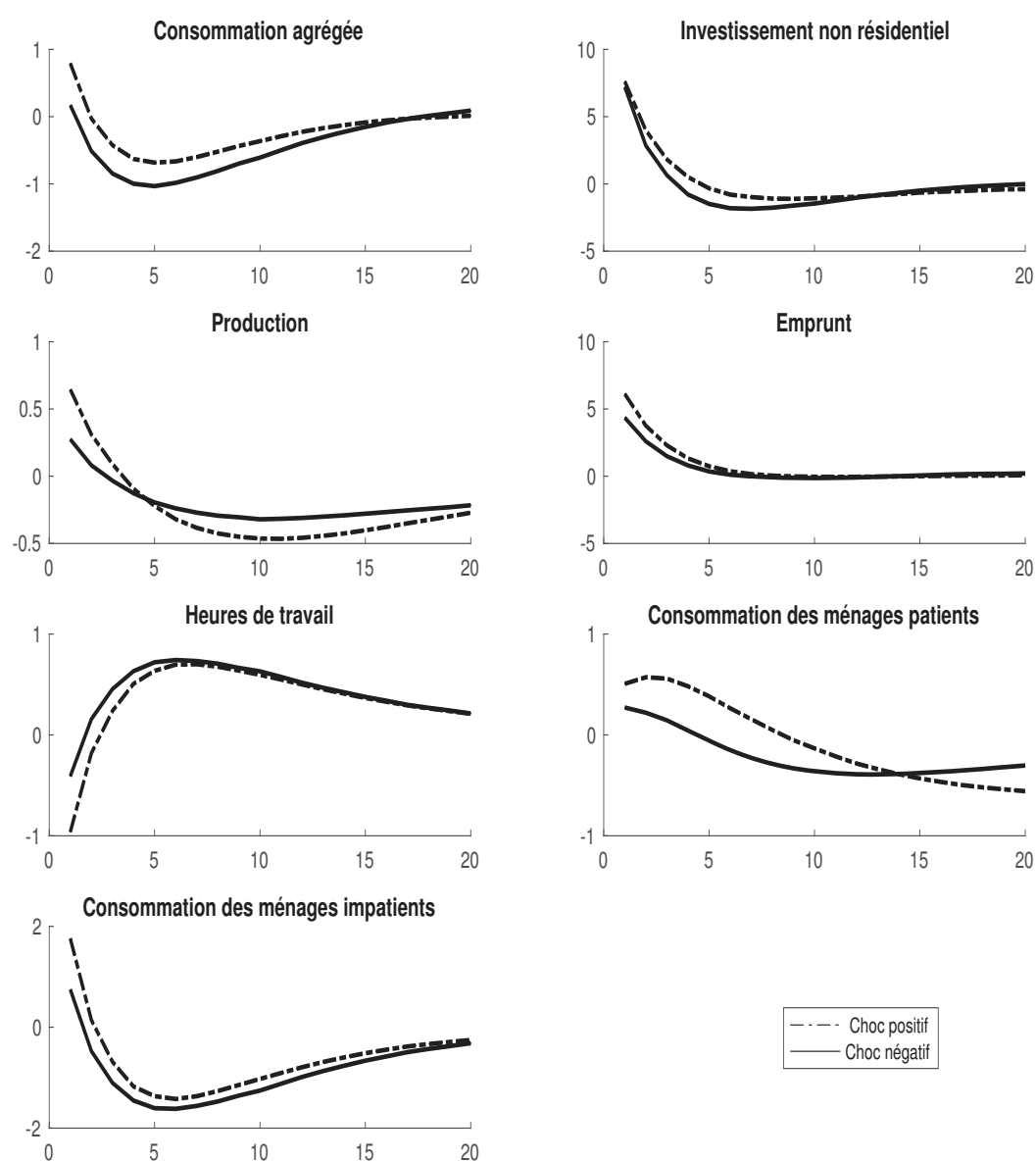
$$\begin{aligned}
a_t &= \rho_k a_{(t-1)} + \zeta_t \\
lnj_t &= (1 - \rho_j)lnj + \rho_j lnj_{t-1} + u_t \\
1 &= \beta E_t(\frac{c_t}{c_{t+1}} R_t) \\
1 &= \beta E_t(\frac{c_t}{c_{t+1}} (r_{(t+1)} + (1 - \delta_k))) \\
\frac{j_t}{h_t} &= \frac{q_t}{c_t} - \beta(1 - \delta_h) E_t \frac{q_{t+1}}{c_{t+1}} \frac{q_t}{c'_t} = \frac{j_t}{h'_t} + \beta' E_t(\frac{q_{t+1}}{c'_{t+1}} (1 - \delta_h)) + \tau_t m E_t q_{t+1} \\
n_t^\eta &= \frac{w_t}{\varphi c'_t} \\
w_t &= (1 - \alpha) a_t (\frac{k_t}{n_t})^\alpha \\
r_t &= \alpha a_t (\frac{k_t}{n_t})^{(\alpha-1)} \\
y_t &= a_t (k_t)^\alpha (n_t)^{1-\alpha} \\
k_{(t+1)} &= (1 - \delta_k) k_t + i_t \\
1 &= \beta' E_t(\frac{c'_t}{c'_{t+1}} R_t) + \tau_t c'_t \\
c_t + q_t s_t + i_t + R_{t-1} b_{t-1} &= r_t k_t + b_t \\
c'_t + q_t s'_t + R_{t-1} b'_{t-1} &= w_t n_t + b'_t \\
b'_t &\leq m E_t(q_{t+1} h'_t) \\
1 &= q_t (1 - AC_t) + \frac{\psi}{\phi} q_t \frac{S_t}{S_{t-1}} [\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) - 1] - \beta_p \frac{\lambda_{t+1}^p}{\lambda_t^p} \frac{\psi}{\phi} E_t q_{t+1} (\frac{S_{t+1}}{S_t})^2 [\exp(-\phi(\frac{S_{t+1}}{S_t} - 1))] \\
H_t &= (1 - \delta_h) H_{t-1} + (1 - AC_t) S_t \\
AC_t &= \frac{\psi}{\phi^2} (\exp(-\phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)) + \phi(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1) - 1) \\
H_t &= h_t + h'_t \\
b_t &= -b'_t
\end{aligned}$$

Figure A5.2 Réponses de l'investissement résidentiel et des prix des logements à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 8,32%



Note : L'axe des ordonnées mesure le pourcentage de déviation de la variable par rapport à sa valeur à l'état stationnaire.

Figure A5.3 Réponses des variables macroéconomiques agrégées à un choc de préférence pour les logements d'un écart-type de 8,32%



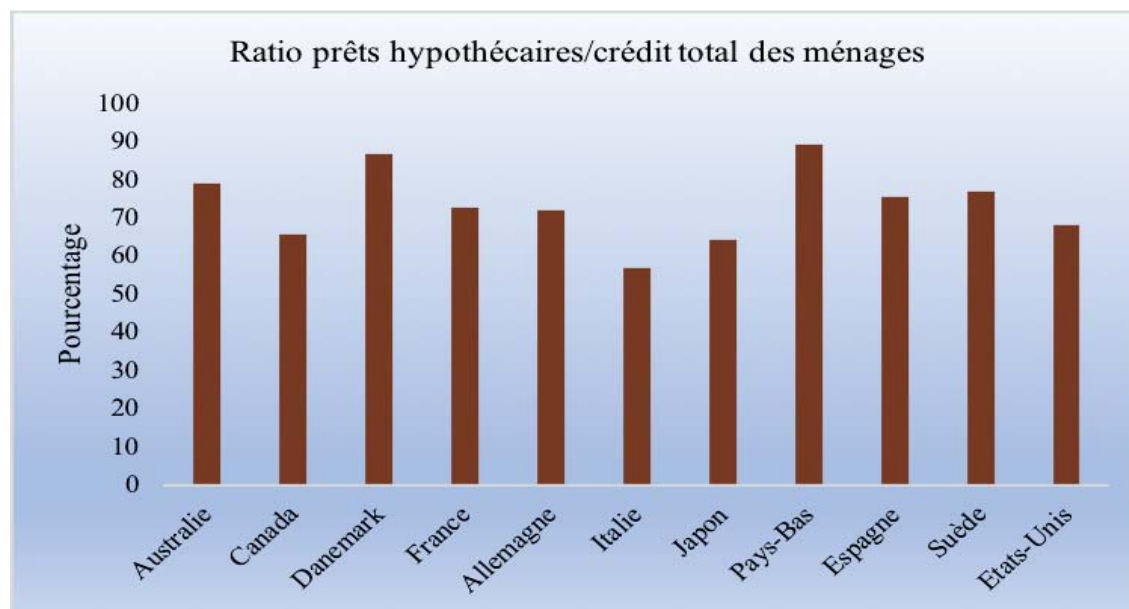
Note : L'axe des ordonnées mesure le pourcentage de déviation de la variable par rapport à sa valeur à l'État stationnaire.



### 3 Annexes du chapitre : Endettement des ménages et asymétries macroéconomiques - le cas de la Finlande

#### A.1 Ratio dettes sur actifs des ménages et proportion des prêts hypothécaires dans l'endettement des ménages

Figure A5.4 Part des prêts hypothécaires dans l'endettement des ménages



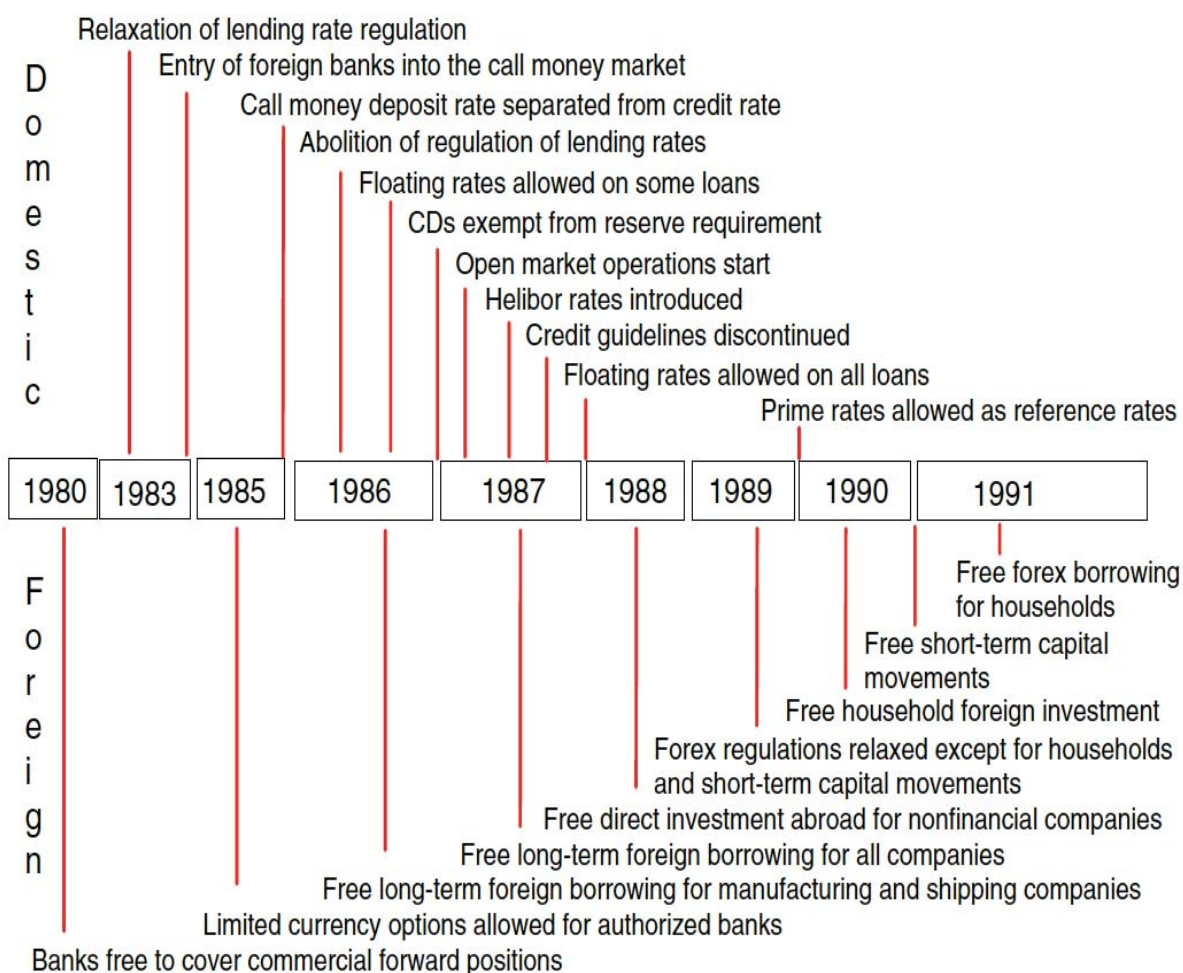
Source : OCDE, données de 2016

## A.2 La dérégulation du système financier en Finlande

Figure A5.5 Les différentes étapes de la dérégulation

Figure 1.

### Deregulation of financial markets



Source : Vihriälä (1997)

### A.3 Liste des variables, choix nombre de retards et tests

Tableau A5.6 Liste des variables et sources

Nom de la variable	Notation	Source
Production	PIB	OECD.Stat (B1-GE), Euro, Millions
Consommation privée	conso-priv.	OECD.Stat (P31S14-S15), Euro, Millions
Investissement privé	inv.	OECD.Stat (P51), Euro, Millions
Endettement des ménages	end-menag	BIS (Q :FI :H :A :M :XDC :A), Euro, Millions
Prix des logements	hp	OECD. Stat (Indice des prix des propriétés résidentielles)
Richesse nette des ménages	wn	Statistics Finland (AF0, S14 Households)
Taux d'intérêt	tx-int.	OECD.Stat
Taux de chômage	tx-unempl.	OECD.Stat
Termes de l'échange	term-echang	OECD.Stat

Tableau A5.7 Choix du nombre de retard pour le VAR

Nombre de retard (p)	Log-vraisemblance	AIC	BIC	Ratio de vraisemblance (LR)
1	837.0733	-1634.147	-1561.945	.
2	856.2745	-1634.549	-1540.687	38.40
3	869.3895	-1632.779	-1517.256	26.23
4	875.4023	-1670.805	-1553.622	12.02

H0 : VAR (p), lags(1/P), p = 1, 2, 3, 4

H1 : VAR (p+1), lags(1/P+1)

LR = 2 (Log-vraisemblance(P+1) - Log-vraisemblance(P)). Avec les 3 variables dépendantes (endettement des ménages, PIB et richesse nette des ménages), le degré de liberté avec la distribution de Khi 2 est 9 et les statistiques seuils correspondantes sont : (10%) 14.6837 ; (5%) 16.9190 ; (1%) 21.6660. On rejette VAR(1) contre VAR(2) et VAR(2) contre VAR(3), car les statistiques LR sont supérieures aux seuils dans tous les deux cas. Par contre on ne rejette l'hypothèse VAR(3) contre VAR(4), suggérant qu'on a un VAR(3). Ce choix est confirmé par les critères de sélection.

Tableau A5.8 Test de causalité au sens de Granger

Équations	Exclus	Prob > chi2 (P-value)
Endettement ménages	PIB	0.007
Endettement ménages	Richesse nette ménages	0.813
Endettement ménages	ALL	0.033
PIB	Endettement ménages	0.373
PIB	Richesse nette ménages	0.051
PIB	ALL	0.654
Richesse nette ménages	Endettement ménages	0.331
Richesse nette ménages	PIB	0.189
Richesse nette ménages	ALL	0.217

H0 : Le passé l'endettement des ménages n'influence pas le PIB (end-menag ne cause pas PIB) (ou H0 : Le passé du PIB n'influence pas l'endettement des ménages (PIB ne cause pas end-menag))

H1 : Le passé de l'endettement des ménages influence le PIB (end-menag cause PIB) (ou H1 : Le passé du PIB influence l'endettement des ménages (PIB cause end-menag)).

Résultats du test :

**Endettement des ménages** : la variable n'est pas causée par le PIB (p-value = 0.007), mais elle est causée par la richesse nette des ménages (p-value = 0.813). Quand on regarde la causalité à la fois du PIB et de la richesse nette des ménages sur l'endettement des ménages, on remarque qu'on rejette l'hypothèse nulle aux seuils de 5% et 10% (p-value est 0.033). Ces deux variables ne causent donc pas à la fois l'endettement des ménages.

**PIB** : la variable est causée par l'endettement des ménages (p-value = 0.373) et n'est pas causée par la richesse nette des ménages (p-value = 0.051). Toutes les deux variables causent à la fois le PIB (p-value = 0.654).

**Richesse nette des ménages** : la variable est causée par l'endettement des ménages (p-value = 0.331) et par le PIB (p-value = 0.189). Quant à la causalité à la fois des deux variables, on remarque qu'elles causent la richesse nette des ménages (p-value = 0.217).

#### A.4 Procédure d'estimation du STVAR

Dans le cas d'un STVAR, les effets des chocs sont obtenus en périodes de récession et d'expansion. Les étapes suivantes se déroulent pour obtenir les réponses impulsionnelles en déterminant les chocs structurels par la décomposition de Cholesky.

1. Considérer une période d'observations (T1-1980 - T4-2016 dans le cas du chapitre). Construire un ensemble possibles d'histoires possibles,  $\Lambda$  avec une taille  $P = \text{nombre de termes de la moyenne mobile de la variable de transition, } z_t$ .

$\Lambda$  va contenir  $T - P + 1$  histoires ( $\lambda_i$ ) où  $T$  est le nombre d'observations.

2. Il faut séparer les toutes histoires récessionnaires de celles expansionnaires. Pour cela, pour chaque  $\lambda_i$ , calculer la variable de transition  $z_{\lambda_i}$ .

Si  $z_{\lambda_i} \leq \tilde{z}$ , on obtient  $\lambda_i \in \Lambda^R$

Si  $z_{\lambda_i} > \tilde{z}$ , on obtient  $\lambda_i \in \Lambda^E$

où  $\tilde{z}$  est choisi pour matcher les périodes de récession suivant les datations officielles de récession (par Statistiques Finlande, OCDE et FMI pour ce chapitre).

3. Sélectionner aléatoirement une histoire  $\lambda_i \in \Lambda^R$ . Et pour cette histoire sélectionnée, prendre  $\hat{\Omega}_{\lambda_i}$  défini par :

$$\hat{\Omega}_{\lambda_i} = F(z_{\lambda_i})\hat{\Omega}_R + (1_F(z_{\lambda_i}))\hat{\Omega}_E$$

où  $\hat{\Omega}_R$  et  $\hat{\Omega}_E$  sont obtenus de la chaîne MCMC des valeurs des paramètres générée pendant la phase d'estimation.

4. La méthode de Cholesky décompose la matrice de variance-covariance  $\hat{\Omega}_{\lambda_i}$  :

$$\hat{\Omega}_{\lambda_i} = \hat{C}_{\lambda_i} \hat{C}_{\lambda_i}'$$

et orthogonalise les résidus estimés afin d'avoir les chocs structurels :

$$e_{\lambda_i}^{(j)} = \hat{C}_{\lambda_i}^{-1} \hat{\epsilon}$$

5. De  $e_{\lambda_i}$ , obtenir le vecteur de chocs bootstrap défini par :

$$e_{\lambda_i}^{(j)*} = \{e_{\lambda_i,t}^{(j)*}, e_{\lambda_i,t+1}^{(j)*}, \dots, e_{\lambda_i,t+h}^{(j)*}\} \quad (\text{A5.30})$$

où  $h$  est l'horizon pour les IRFs auxquelles nous nous intéressons.

6. D'un autre ensemble de chocs bootstrap qui va être égal à l'équation A5.30, excepté le

$k_{th}$  choc dans  $e_{\lambda_i}^{(j)*}$ , lequel est le choc que nous voudrions perturber par une taille égale à  $\delta$ . Soit le vecteur de chocs bootstrap perturbés défini par  $e_{\lambda_i}^{(j)\delta}$ .

7. Transformer  $e_{\lambda_i}^{(j)*}$  et  $e_{\lambda_i}^{(j)\delta}$  comme suit :

$$\hat{e}_{\lambda_i}^{(j)*} = \hat{C}_{\lambda_i} e_{\lambda_i}^{(j)*} \quad (\text{A5.31})$$

et

$$\hat{e}_{\lambda_i}^{(j)\delta} = \hat{C}_{\lambda_i} e_{\lambda_i}^{(j)\delta} \quad (\text{A5.32})$$

8. Utiliser les équations A5.31 et A5.32 pour simuler les évolutions de  $Y_{\lambda_i}^{(j)*}$  et  $Y_{\lambda_i}^{(j)\delta}$  et construire  $GIRF^{(j)}(h, \delta, \lambda_i)$  comme  $Y_{\lambda_i}^{(j)\delta} - Y_{\lambda_i}^{(j)*}$ .
9. Conditionnellement à l'histoire  $\lambda_i$ , répéter pour  $j = 1, \dots, B$  de résidus bootstrap et obtenir :

$$GIRF^{(1)}(h, \delta, \lambda_i), GIRF^{(2)}(h, \delta, \lambda_i), \dots, GIRF^{(B)}(h, \delta, \lambda_i) \quad (\text{A5.33})$$

en fixant  $B = 500$

10. Calculer le GIRF conditional sur l'histoire  $\lambda_i$  comme :

$$GIRF^{(i)}(h, \delta, \lambda_i) = B^{-1} \sum_{j=1}^B GIRF^{(i,j)}(h, \delta, \lambda_i) \quad (\text{A5.34})$$

11. Répéter toutes les étapes précédentes pour  $i = 1, \dots, 500$  histoires qui appartiennent à l'ensemble des histoires récessionnaires,  $\lambda_i \in \Lambda^R$  et obtenir :

$$GIRF^{(1,R)}(h, \delta, \lambda_{1,R}), GIRF^{(2,R)}(h, \delta, \lambda_{2,R}), \dots, GIRF^{(500,R)}(h, \delta, \lambda_{500,R}) \quad (\text{A5.35})$$

12. Prendre la moyenne (étape précédente) et obtenir  $GIRF^{(R)}(h, \delta, \Lambda^R)$  qui est le GIRF moyen sous récessions.
13. Répéter les étapes 3 à 12 pour 500 histoires appartenant à l'ensemble de toutes les expansions et obtenir  $GIRF^{(E)}(h, \delta, \Lambda^E)$  qui est le GIRF sous expansions.